

Muriel Hernández, Beatriz; Machicado Salas, C. Gustavo

**Working Paper**

## Empleo y regulación laboral: Análisis empírico de las firmas manufactureras Bolivianas, 1988 - 2007

Development Research Working Paper Series, No. 13/2012

**Provided in Cooperation with:**

Institute for Advanced Development Studies (INESAD), La Paz

*Suggested Citation:* Muriel Hernández, Beatriz; Machicado Salas, C. Gustavo (2012) : Empleo y regulación laboral: Análisis empírico de las firmas manufactureras Bolivianas, 1988 - 2007, Development Research Working Paper Series, No. 13/2012, Institute for Advanced Development Studies (INESAD), La Paz

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/87812>

**Standard-Nutzungsbedingungen:**

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

**Terms of use:**

*Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.*

*You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.*

*If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.*

**Instituto de Estudios Avanzados en Desarrollo**



**13/2012**

**Empleo y Regulación Laboral: Análisis Empírico de  
Las Firmas Manufactureras Bolivianas, 1988-2007**

*Por:*

Beatriz Muriel Hernández  
Carlos Gustavo Machicado

**Serie de Documentos de Trabajo sobre Desarrollo**

**13/2012**

**December 2012**

Las opiniones expresadas en la Serie de Documentos de Trabajo sobre Desarrollo son de los autores y no necesariamente reflejan los del Instituto de Estudios Avanzados en Desarrollo. Los derechos de autor pertenecen a los autores. Los documentos solamente pueden ser bajados para uso personal.



## Empleo y Regulación Laboral: Análisis Empírico de Las Firms Manufactureras Bolivianas, 1988-2007<sup>▼</sup>

*Por*

*Beatriz Muriel Hernández<sup>♦</sup> y  
C. Gustavo Machicado Salas<sup>\*</sup>*

Diciembre 2012

### Resumen

El estudio analiza el empleo en las empresas manufactureras registradas bolivianas durante 1988-2007, estableciendo su relación con la regulación laboral a partir de indicadores de flujos y funciones de demanda. Los flujos de empleo muestran que las empresas con altas tasas de trabajadores temporales, comparativamente con aquellos permanentes asalariados, asociadas a menos costos derivados de la regulación, tienen las mayores tasas de reasignación y de crecimiento neto del empleo. Estas firmas fueron las únicas que contribuyeron con la creación de fuentes laborales en la crisis económica (1998-1999). Las estimaciones de las funciones de demanda muestran que el incremento compulsorio del salario básico durante 2006-2009 y los mayores costos derivados de la nueva ley de pensiones habrían conducido a costos sociales en términos de pérdidas de empleos, siendo mayores para los obreros que para los restantes trabajadores. Además, las políticas de protección laboral también habrían afectado negativamente la demanda por obreros.

**Palabras clave:** Flujos de Empleo, Demanda Laboral, Regulación Laboral, Bolivia

**Clasificación JEL:** D24, J01, J23, K31

---

<sup>▼</sup> Los autores agradecen a Joaquín Mayorga y Mateo Urquiza, quienes proporcionaron un valioso apoyo como asistentes de investigación, al Centro de Estudios Distributivos Laborales y Sociales (CEDLAS) de la Universidad Nacional de la Plata, Argentina, y al Centro Internacional de Investigaciones para el Desarrollo (IDRC) de Canadá, por el soporte técnico/financiero. El estudio fue realizado dentro del Proyecto de CEDLAS titulado “Mercado de Trabajo para el Crecimiento Inclusivo en América Latina”. Las opiniones vertidas en el estudio son de entera responsabilidad de los autores y no necesariamente reflejan la posición de CEDLAS, IDRC o INESAD.

<sup>♦</sup> Instituto de Estudios Avanzados en Desarrollo (INESAD), e-mail: [bmuriel@inesad.edu.bo](mailto:bmuriel@inesad.edu.bo).

<sup>\*</sup> Instituto de Estudios Avanzados en Desarrollo (INESAD), e-mail: [cmachicado@inesad.edu.bo](mailto:cmachicado@inesad.edu.bo).

## I. Introducción

La relación entre empleo y regulación laboral es un tópico clave en economía laboral, dada la necesidad de conocer los efectos de las normas sobre el funcionamiento del mercado de trabajo. La temática es especialmente importante para Bolivia por dos motivos contrastantes. Por un lado, los estándares regulatorios han sido elevados y han ido aumentando desde el año 2006, posicionando al país entre los más altos del mundo (ver, por ejemplo, los Indicadores de Empleo del programa *Doing Business* del Banco Mundial y los Índices de Libertad Laboral de la Fundación Heritage). Por otro lado, los derechos laborales han sido aplicados, en la práctica, a una fracción reducida de la fuerza laboral. En 2007, por ejemplo, solamente el 9.9 por ciento de los trabajadores de las zonas urbanas contaron con empleos sujetos a la regulación laboral; es decir, tuvieron al mismo tiempo protección laboral, seguro de salud, afiliación al sistema de pensiones y aguinaldo (Muriel y Ferrufino, 2011).

La revisión de la literatura muestra que los estudios que analizan los efectos de la normativa laboral sobre el empleo son inexistentes para el país, exceptuando aquellos que incluyen varias economías, donde Bolivia representa una observación (ver, por ejemplo, Botero *et al.* 2004, Heckman y Pagés 2004 y Kaplan 2009).

Bajo este escenario, la relación entre empleo y regulación laboral es analizada haciendo uso de dos metodologías. La primera consiste en la evaluación de los flujos del empleo en el tiempo, observando cambios que puedan ser atribuidos a las normas laborales, entre otros factores relevantes. La segunda se basa en estimaciones de funciones de demanda laboral utilizadas para determinar – a través de elasticidades empleo-salario – los efectos de los costos laborales derivados de la norma sobre el empleo. En ambos casos la información utilizada proviene de la Encuesta Anual a la Industria Manufacturera, que consiste en un panel no balanceado y descontinuado para 1988-2007, construido para esta investigación.

Los indicadores de flujos de empleo son desarrollados siguiendo Davis *et al.* (1996), Haltiwanger y Schuh (1999), Haltiwanger y Vodopivec (2002) y Haltiwanger *et al.* (2006). El estudio explora inicialmente los principales hechos estilizados de los flujos, observando las siguientes características. Primero, los flujos cuentan relativamente con bajas magnitudes comparadas con aquellas observadas en otros países (Davis *et al.* 1996). Segundo, el empleo neto aumenta a diferentes tasas durante el periodo de análisis,

siguiendo, en alguna medida, los ciclos económicos. En particular, en el periodo 1998-1999 se presenta una mayor cantidad de trabajos destruidos en relación a los creados, con un decremento neto igual a -3 por ciento, pudiendo ser atribuible a la recesión que Bolivia experimentó en esa época. Además, la tasa de crecimiento neta más alta es observada en el periodo 2006-2007 coincidente con una expansión económica. Por último, la variación neta del empleo es relativamente menos volátil para los obreros que para los empleados (resto de los trabajadores); no obstante, la destrucción de fuentes laborales fue más severa para los obreros en los periodos de recesión.

Posteriormente el estudio analiza la relación entre los flujos de empleo y la regulación laboral. Esta causalidad ha sido típicamente evaluada observando las diferencias de la normativa entre países (ver Rajan y Zingales 1988, Micco y Pagés 2004 y Haltiwanger *et al.* 2006); sin embargo, dado que el interés recae solamente en Bolivia, se propone un indicador *proxy* de regulación, aprovechando las características laborales del país: la razón de los trabajadores temporales sobre aquellos permanentes asalariados. Una tasa más alta se asocia directamente con menores costos laborales e implica una menor “aplicación de la norma”. Los cálculos muestran que las empresas con razones elevadas han tenido mayores tasas de reasignación y de crecimiento neto del empleo; además que éstas fueron las únicas que contribuyeron positivamente a la creación neta de fuentes laborales durante el periodo de recesión, 1998-1999.

Las funciones de demanda se especifican a partir de una función de producción *translog*, donde los costos laborales derivados de la regulación son aproximados como impuestos proporcionales al salario básico mensual. Además, en el estudio se asume que las empresas sujetas a estos costos establecen su nivel salarial, el cual permite contratar trabajadores “de mayor calidad”, comparados con aquellas firmas no sujetas a la norma. El supuesto corrige el problema de endogeneidad entre empleo y salarios a nivel de firmas, y se corrobora empíricamente para los datos de las manufacturas registradas de Bolivia. Cabe notar que este enfoque no ha sido utilizado en las investigaciones para el análisis empírico de las funciones de demanda laboral, lo cual implicaría una contribución a la literatura empírica.

Las estimaciones de los costos de la regulación laboral muestran niveles elevados dado que, en promedio, incrementan el salario básico cerca al 51 por ciento, lo que implica que las firmas que solamente pagan el sueldo básico en el sector de manufacturas tendrían que

aumentar sus costos laborales en 51 por ciento si deciden estar sujetos a la norma. Con todo, las empresas nacientes pueden transferir parte de estos costos a los trabajadores.

Las elasticidades empleo-salario estimadas muestran que el incremento del 1 por ciento en los costos laborales decrecen la demanda por obreros en 0.49 por ciento y por empleados (restantes trabajadores) en 0.43 por ciento. Además, las medidas de protección laboral habrían tenido un impacto negativo sobre la demanda por obreros, habiendo sido más importantes desde 2006 con la aplicación de nuevas normas en el área.

Finalmente, en el estudio se realizan dos micro-simulaciones para evaluar los cambios en la regulación durante los últimos años: el incremento compulsorio del salario básico en 2006-2009, y los nuevos costos laborales aplicados desde 2010, asociados al nuevo sistema de pensiones. En el primer caso, el ejercicio muestra que los costos provocaron pérdidas en términos de empleo de 5.7 por ciento para los obreros y 4.8 para los empleados. En la segunda micro-simulación, la demanda por empleo habría caído en 1.2 por ciento para los obreros y 1.0 para los empleados.

El estudio está dividido en siete secciones incluyendo la introducción. La sección II describe brevemente la regulación laboral en Bolivia. La sección III detalla la metodología de ambos enfoques para posteriormente (sección IV) describir los datos usados poniendo énfasis en la construcción de la base en el tiempo. La sección V muestra los indicadores de flujos de empleos y sus correlaciones con la regulación laboral. La sección VI discute las estimaciones de la demanda laboral y la incidencia de los costos derivados de la regulación sobre el empleo. Finalmente, la sección VII exhibe las conclusiones.

## **II. La Regulación Laboral Boliviana**

Los derechos laborales fundamentales en Bolivia fueron creados en 1939 con la promulgación del Decreto General del Trabajo, que fue elevado a rango de Ley en 1942. La Ley y normas posteriores —que la regularon, complementaron e hicieron pequeños cambios— determinaron la estabilidad en las fuentes laborales, las políticas salariales, los seguros sociales y la legitimidad de las actividades sindicales; como se explica brevemente a continuación.

La Ley General de Trabajo (LGT) estipula que la relación trabajador-empleador comienza con el contrato laboral, oral o escrito, que puede ser por tiempo indefinido, plazo determinado o por obra o servicio. La primera modalidad permite que los trabajadores

accedan a todos los derechos laborales; estabilidad, bonos, seguro social, etc. No obstante, los trabajadores tienen un periodo de prueba de tres meses antes de que sus contratos se vuelvan por tiempo indefinido.

Los contratos de tiempo fijo estipulan solamente la remuneración por el servicio laboral, la que puede ser realizada cada mes —relativo a un salario básico mensual— o dividido en parcelas de acuerdo a negociación entre las partes, trabajadores y empleadores.<sup>1</sup> Además, estos contratos no pueden durar más de un año ni ser renovados más de dos veces, ya que se vuelven indefinidos en casos contrarios. Los contratos por obra o servicio establecen también sólo los ingresos por los servicios prestados. Sin embargo, éstos no determinan propiamente una relación trabajador-empleador sino más bien una entre cuenta propia-empleador o microempresa-empleador.

Las medidas de estabilidad para los trabajadores con contratos indefinidos han sido modificadas en el tiempo. Hasta el año 1965, la LGT permitía despidos con compensaciones que eran liquidadas por las empresas: el desahucio, correspondiente a tres meses de sueldo pagado por el empleador cuando la dimisión no era anunciada con 90 días de anticipación, y la indemnización por tiempo de servicios, igual a un salario mensual por año trabajado para los empleados con una antigüedad de al menos cinco años en la empresa (siendo aplicado aun cuando los retiros fuesen voluntarios). Además, la norma contemplaba “causales de despido” sin ningún resarcimiento en casos de comportamientos inadecuados por parte del trabajador: perjuicio material causado con intención en los instrumentos de trabajo, revelación de secretos industriales, omisiones o imprudencias que afecten a la seguridad o higiene industrial, inasistencia injustificada al trabajo por más de seis días hábiles seguidos, incumplimiento total o parcial del convenio y robo o hurto.<sup>2</sup>

En el año 1965, a través del Decreto Ley 7072, las políticas de seguridad laboral fueron cambiadas prohibiendo las demisiones salvo casos excepcionales aprobados por el Ministerio de Trabajo. Esta medida fue abolida en 1985 volviendo a las reglas que prevalecían en la LGT (ver Decreto Supremo 21060). Además, durante 1985-2005 algunas

---

<sup>1</sup> Desde el año 2009 el gobierno determinó (pero no reguló cabalmente todavía) que estos contratos se encuentren también sujetos a todos los derechos laborales.

<sup>2</sup> La mayor parte de los trabajadores de agricultura y sector público han sido excluidos de las reglas de estabilidad laboral. Con todo, los sindicatos pertenecientes al sector público, principalmente salud, educación y minería, se han fortalecido en el tiempo posibilitando la creación de normas de estabilidad laboral especiales para sus afiliados.

empresas emplearon personas utilizando contratos civiles, amparándose en el código civil, evadiendo así ciertos costos derivados de la regulación.

En el año 2006, las políticas de seguridad laboral cambiaron nuevamente hacia una mayor protección. Desde entonces, los despidos y los contratos civiles han sido prohibidos, y las demisiones han sido justificadas solamente ante las “causales de despido” descritas anteriormente. Sin embargo, si un mal comportamiento laboral no es legalmente probado, un trabajador puede aceptar ser despedido recibiendo todas las compensaciones por despido descritas anteriormente (desahucio e indemnizaciones).

En el año 2009, el gobierno Boliviano estableció dos medidas adicionales. Primero, la inamovilidad fue determinada para ambos padres durante el periodo de embarazo de la madre hasta que el niño alcance un año de edad.<sup>3</sup> Segundo, la indemnización por un mes de salario por año laboral fue extendida para los trabajadores con menos de cinco años de antigüedad en la empresa.

Por otro lado, cabe señalar que la normativa cuenta con una política salarial que es relativamente compleja. Las empresas ofrecen a los candidatos un sueldo básico mensual, el cual debe ser al menos igual al salario mínimo. Sin embargo, desde el año 2007 el gobierno ha establecido también para cada año un incremento obligatorio mínimo del salario básico de acuerdo a la inflación, el que era negociado entre empresas y empleadores.

Además del salario básico, la norma establece los siguientes pagos:

- i) Aguinaldo por navidad, que corresponde a un mes del salario básico o a duodécimas del sueldo según los meses trabajados.
- ii) Prima anual, igual a un salario básico mensual por año (o duodécimas correspondientes), pagado cuando la empresa cuenta con utilidades anuales. El beneficio debe representar 25 por ciento o menos de la utilidad neta.
- iii) Bono de producción no obligatorio, igual a un salario básico mensual por año (o duodécimas correspondientes), pagado cuando la producción anual exceda la meta establecida al principio del año entre las empresas y los sindicatos.
- iv) *Quinquenio*, que corresponde a cinco salarios básicos mensuales pagados cada cinco años.

---

<sup>3</sup> Esta medida beneficiaba solamente a las madres.



- v) Salario dominical para los obreros, establecido como un incentivo a la asistencia y a la puntualidad, igual al sueldo básico mensual dividido entre los días hábiles y multiplicado por los domingos de cada mes.
- vi) Bono de antigüedad, igual a un porcentaje de tres salarios mínimos establecidos de acuerdo a la siguiente escala: de dos a cuatro años, el cinco por ciento; de cinco a siete, el 11 por ciento; de ocho a diez, el 18 por ciento; de 11 a 14, el 26 por ciento; de 15 a 19, el 34 por ciento; de 20 a 24, el 42 por ciento y de 25 años adelante el 50 por ciento.
- vii) Bonos de frontera, zona o región, cuyo monto representa el 20 por ciento del salario mensual, y beneficia a las personas que trabajan en la franja de 50 km lineales al borde de las fronteras internacionales.
- viii) Pago por horas extraordinarias, trabajo en días feriados o fines de semana y en jornadas nocturnas (con diferencias por género).
- ix) Vacaciones, 15 días hábiles para los trabajadores con uno a cinco años de antigüedad, 20 días hábiles para aquellos con 5 a 10 años de antigüedad, y 30 días para los trabajadores con 10 años o más.

En lo que respecta a la seguridad social, la normativa ha establecido que las empresas resguarden la salud de sus trabajadores. En este sentido, las medidas más importantes han sido: i) el pago del seguro de salud, alrededor del 10 por ciento del salario básico mensual, y ii) el pago del sueldo mensual y otras compensaciones a las madres durante el periodo de embarazo (45 días antes y después del nacimiento del niño o un tiempo mayor si se presentan enfermedades) y permisos diarios para lactancia (no inferiores a una hora).

Desde 1956, la seguridad social boliviana incluyó el sistema de pensiones para jubilación, que tuvo dos modificaciones importantes en el tiempo. El primer cambio fue realizado en 1996 cuando el sistema pasó del *pay-as-you-go* al *fully-funded* (ver Ley 1732). El primer sistema consistía en un sistema básico de pensiones más 38 fondos complementarios administrados por el sector público. Los aportes al sistema básico eran realizados por los trabajadores, 2.5 por ciento de sus correspondientes salarios básicos mensuales, por los empleadores (4.5 por ciento) y por el gobierno (1.5 por ciento que en la práctica cubrió solamente a los trabajadores del sector público). Las contribuciones a los fondos eran efectuadas solamente por los trabajadores y representaban, en promedio, 6.3 por ciento del

salario básico mensual, entre un mínimo de 3.5 por ciento y un máximo de 12 por ciento (ver, por ejemplo, von Gersdorff 1997).

El 26 de noviembre de 1996 los fondos de pensiones fueron fusionados a solamente uno, creando ahorros individuales que fueron administrados por dos instituciones privadas. Los aportes fueron estandarizados al nivel del 10 por ciento del salario básico mensual más el 0.5 por ciento al operador del fondo. Adicionalmente, la norma estableció la prima por riesgo común, 1.71 por ciento del salario básico mensual pagado por los trabajadores (para cubrir accidentes o enfermedades que se producen por razones ajenas al trabajo y que originan incapacidad o fallecimiento), y la prima por riesgo profesional, 1.71 de la masa salarial básica cubierta por las empresas (para cubrir accidentes o enfermedades producidos a consecuencia del trabajo que éstos desempeñan y que originan incapacidad o fallecimiento).

El segundo cambio importante al sistema de pensiones se realizó en el año 2010 (ver Ley 065) cuando la norma transfirió la administración al sector público, convirtiéndola en un híbrido entre los dos sistemas anteriores. Las contribuciones aumentaron de 12 a 13 veces por año, incluyendo descuentos en el aguinaldo. Además, la ley estableció contribuciones solidarias compulsorias, creando un fondo solidario de pensiones destinado a los trabajadores cuyas contribuciones no permiten una pensión mínima de retiro. Las empresas están obligadas a pagar el 3 por ciento de la masa salarial básica más el aguinaldo por año, y los trabajadores el 0.5 por ciento de esta base imponible más una escala entre 1 a 10 por ciento aplicado progresivamente a los sueldos básicos elevados.

Por último, la norma estipula los derechos sindicales con el objetivo de proteger los intereses colectivos de los trabajadores en representaciones organizadas. Los sindicatos están facultados para negociar mejores condiciones laborales con sus empleadores, celebrar acuerdos colectivos y ser instancias de conciliación y arbitraje entre empleados y empleadores. Adicionalmente, los trabajadores sindicalizados tienen derecho a la huelga cuando sus demandas no son adecuadamente atendidas.

Los derechos laborales, descritos brevemente, han posicionado a Bolivia entre los países con los más altos estándares regulatorios del mundo.<sup>4</sup>No obstante, la cobertura ha sido aplicada en la práctica a una pequeña fracción de la población ocupada. La encuesta de hogares de

---

<sup>4</sup> Ver, por ejemplo, los Indicadores de Empleo del programa *Doing Business* del Banco Mundial y los Índices de Libertad Laboral de la Fundación Heritage.

2007 muestra, por ejemplo, que para los trabajadores urbanos de 14 o más años de edad:<sup>5</sup> i) solamente el 19.3 por ciento cuenta con empleos estables, ii) el 28.3 por ciento recibe aguinaldo y el 6.8 por ciento primas anuales o bonos de producción, iii) el 19.3 por ciento está afiliada al sistema de pensiones, y iv) el 24.3 tiene seguro de salud. Además solamente el 9.9 por ciento de los trabajadores urbanos cuentan, al mismo tiempo, con estabilidad laboral, seguro de salud, contribuciones al sistema de pensiones y aguinaldo. Estos trabajadores tienen, en promedio, más años de educación y experiencia así como mejores condiciones económicas en comparación con el resto de la población ocupada (Muriel y Ferrufino 2011).

### III. Metodología

El análisis de la relación entre empleo y regulación laboral se basa en dos métodos. El primero consiste en la construcción de indicadores de flujos de empleo, los que permiten entender la dinámica de las ocupaciones en el tiempo así como el papel que juega los derechos del trabajador en estos cambios. La segunda metodología consiste en estimar funciones estáticas de demanda laboral a fin de estudiar los efectos de la regulación y sus cambios sobre el empleo. Cada metodología es discutida en detalle en las siguientes subsecciones.

#### III.1. Indicadores de Flujos de Empleo

Los indicadores de flujos de empleo han sido contruidos siguiendo Davis *et al.* (1996), Haltiwanger y Schuh (1999), Haltiwanger y Vodopivec (2002) y Haltiwanger *et al.* (2006).

La Tabla 1 presenta las fórmulas de estos indicadores, los cuales son genéricos en la literatura mencionada. Los sub-índices  $j$  y  $t$  hacen referencia a la empresa y al periodo de tiempo respectivamente,  $x_E$  representa el empleo y el símbolo  $\Delta$  denota el operador de primera diferencia:  $\Delta x_{E,jt} = x_{E,jt} - x_{E,jt-1}$ .

La creación bruta de fuentes laborales en el periodo  $t$  es definida en la literatura como todas las contrataciones de las firmas o plantas que se expanden o comienzan sus actividades entre  $t-1$  y  $t$ , mientras que la destrucción se refiere a todos los despidos en las empresas o

---

<sup>5</sup> Los datos corresponden solamente a las áreas urbanas dado que las zonas rurales concentran empleos a nivel familiar que trabajan usualmente en el sector agrícola.

plantas que se contraen o cierran entre  $t-1$  y  $t$ .<sup>6</sup> La destrucción de empleos se expresa usualmente como un número positivo de tal manera que los cambios netos son medidos como la diferencia entre creación y destrucción. Los flujos pueden ser expresados en tasas al dividirlos por una variable que refleja el número total de empleos, como se observa en la Tabla 1.

**Tabla 1: Indicadores de Flujos de Empleo**

Indicadores	A Nivel de Firma/Planta	A Nivel de Sector
Tasa de creación de empleo (CR)	$\tau_{CR,jt} = \begin{cases} \frac{\Delta x_{E,jt}}{0.5(x_{E,jt} + x_{E,jt-1})} & \text{si } \Delta x_{E,jt} > 0 \\ 0 & \text{caso contrario} \end{cases}$	$POS_t = \frac{\sum_j^+ \Delta x_{E,jt}}{0.5(x_{E,t} + x_{E,t-1})}$
Tasa de destrucción de empleo (DR)	$\tau_{DR,jt} = \begin{cases} \frac{ \Delta x_{E,jt} }{0.5(x_{E,jt} + x_{E,jt-1})} & \text{si } \Delta x_{E,jt} < 0 \\ 0 & \text{caso contrario} \end{cases}$	$NEG_t = \frac{\sum_j^- \Delta x_{E,jt}}{0.5(x_{E,t} + x_{E,t-1})}$
Tasa de crecimiento neto del empleo (NG)	$\tau_{NG,jt} = \tau_{CR,jt} - \tau_{DR,jt}$	$NET_t = POS_{CR,t} - NEG_{DR,t}$
Tasa de reasignación del empleo (RR)	$\tau_{RR,jt} = \tau_{CR,jt} + \tau_{DR,jt}$	$SUM_t = POS_{CR,t} + NEG_{DR,t}$
Tasa de exceso de reasignación del empleo (ER)	$\tau_{ER,jt} = \tau_{RR,jt} -  \tau_{NG,jt} $	$EXC_t = SUM_t -  NET_t $

Fuente: Haltiwanger, Scarpetta y Schweiger (2006).

La sumatoria de las tasas de creación y destrucción de fuentes laborales representa la tasa de reasignación del empleo, mientras que la diferencia es la tasa de crecimiento neta del empleo. En otras palabras, las dos primeras tasas descomponen el cambio neto de la mano de obra en un indicador asociado con el crecimiento de las empresas y otro relativo a la contracción de éstas.

La tasa de exceso de reasignación del empleo muestra el número de empleos por encima o por debajo del número de reasignaciones necesarias para acomodar un dado crecimiento neto del empleo agregado, y es definida como la tasa de reasignación menos el valor absoluto de la tasa de crecimiento neta del empleo. El indicador es interpretado como una medida de cambios en los empleos en la economía o en el sector deduciendo el impacto neto del crecimiento de éstos.

La literatura señala que la regulación laboral puede reducir las tasas de creación, destrucción y reasignación del empleo, conduciendo a una tasa de expansión neta negativa. Este tipo de evaluación ha sido típicamente realizado utilizando el enfoque de diferencias-

<sup>6</sup> La unidad de observación es idealmente la planta y no la firma. Sin embargo, los datos a nivel de planta no existen para el caso de las manufacturas bolivianas.

en-diferencias, estudiando las disparidades entre países para poder contar con una variabilidad en términos de normativa (Rajan y Zingales 1988, Micco y Pagés 2004, Haltiwanger *et al.* 2006 y Kaplan 2009). No obstante, dado que el interés en este caso recae en un solo país, Bolivia, se ha construido un variable *proxy* relacionada con el grado de aplicación de la regulación laboral a nivel de empresas: la razón entre trabajadores temporales y aquellos permanentes asalariados. Como se discutió anteriormente, los trabajadores temporales han tenido contratos laborales de plazo fijo o contratos civiles, lo que ha significado en la práctica menores costos derivados de la norma en términos de flexibilidad, no cobertura de seguros y no pago de varios bonos, entre otros. Aparentemente, la contratación bajo esta modalidad ha sido motivada por dos razones principales: evasión de costos asociados a contratos indefinidos, y ajustes de la mano de obra de acuerdo a los ciclos de negocios de las empresas.

La tasa descrita anteriormente ha sido utilizada para clasificar a las firmas por el “grado de aplicación de la regulación laboral”, lo que ha permitido evaluar diferencias, o semejanzas, entre ellas en términos de flujos de empleo. Adicionalmente, la investigación refuerza este análisis a partir de la estimación de la siguiente regresión (ver Haltiwanger *et al.* (2006) para una discusión de la metodología a nivel de países):

$$(1) \quad z_{j,t} = \alpha + \sum_r \alpha_r reg_{rj,t} + \sum_w \beta_w d_{wj,t} + u_{j,t}$$

Donde  $z_{j,t}$  representa las tasas de reasignación o crecimiento neta del empleo de la empresa  $j$  en el periodo  $t$ ,  $reg_{r,jt}$  corresponde al indicador  $r$  relativo a la regulación laboral,  $d_w$  ( $w=1, 2, \dots, W$ ) es la  $w$ -ésima característica de la empresa que determina los flujos de empleo, los alfas y betas son los coeficientes a ser estimados y  $u_{j,t}$  es el residuo con las propiedades usuales.

### III.2. Demanda Laboral

Los costos derivados de la regulación laboral pueden ser aproximados a un impuesto (o impuestos) proporcional(es) al salario básico, determinando su incidencia sobre el empleo a partir de funciones de demanda laboral (ver, por ejemplo, Hamermesh 1993 y Heckman y Pagés 2004). Adicionalmente, la metodología es utilizada para evaluar los efectos de los cambios en la normativa sucedidos en los últimos años a partir de micro-simulaciones (ver, por ejemplo, Kesselman *et al.* 1977, Nissin 1984, Gruber 1997 y Peichl y Sieglochz 2010).

La función de demanda laboral requiere tratar previamente varios aspectos para una adecuada especificación y análisis; los que son discutidos para el caso de las firmas manufactureras registradas bolivianas. El primer tema se refiere al problema de endogeneidad entre empleo e ingresos laborales, el cual ha sido subsanado bajo el supuesto de que las empresas sujetas a la normativa son las que determinan su nivel salarial correspondiente y que, además, les permite contratar trabajadores “de mayor calidad” (dados los beneficios ofertados provenientes de la norma). El supuesto es justificado, como se mencionó anteriormente, por la baja proporción de la población ocupada urbana cubierta por la regulación laboral, siendo aún más calificada que el resto de los trabajadores. Además, Muriel (2011) analiza empíricamente los determinantes de los ingresos laborales observando que los trabajadores que se encuentran en empresas más formales (en términos legales) cuentan con salarios más altos, aun controlando por años de escolaridad, experiencia, sector económico y tamaño de la unidad productiva. Ambos hechos muestran que, en promedio, la población ocupada sujeta a la regulación se encuentran mejor pagada, más calificada y es probablemente más productiva comparada con aquella no sujeta a la normativa.

El segundo aspecto se relaciona con la estructura de los mercados de los productos finales, que modela (conjuntamente con otros factores) la función de demanda laboral. A fin de tener consistencia con el supuesto de imperfecciones en el mercado laboral, el estudio sigue Muriel (2004), y considera que las empresas compiten en precios bajo un modelo de Hotelling con costos de transporte. En equilibrio, los precios se igualan a aquellos que prevalecerían bajo competencia perfecta más un porcentaje de estos últimos derivado de los costos de transporte.<sup>7</sup>

El tercer aspecto se relaciona con la selección, entre varias opciones, de la mejor forma funcional de la función de producción. En este caso, siguiendo Christensen *et al.* (1973),<sup>8</sup> Berndt y Christensen (1973) y Binswanger (1974), se utiliza la función translog (*transcendental logarithmic*) dado que cuenta con una especificación tecnológica genérica y toma en cuenta efectos de (la derivada de) segunda orden.

---

<sup>7</sup> El modelo no ha sido descrito explícitamente ya que no es necesario especificarlo en la determinación de la funciones de demanda de los factores de producción.

<sup>8</sup> L.R. Christensen, D.W. Jorgenson y L.J. Lau (1970), “Conjugate Duality and the Transcendental Logarithmic Production Function”; ver referencias en Binswanger (1974).

Cabe señalar que las usuales funciones de producción, Cobb-Douglas y CES (Elasticidad de Sustitución Constante), han sido descartadas por la restricción que imponen sobre los parámetros: la elasticidad de sustitución es igual a uno para todos los factores de producción en el primer caso y constante en el segundo caso. Las funciones Leontief generalizada y CES translog, que también cuentan con efectos de segunda orden, tampoco han sido consideradas por las limitaciones en las estimaciones empíricas. En el primer caso, la relación entre empleo y salarios se deriva de la constante de regresión que puede representar, en la práctica, otros factores no observados relacionados con la demanda laboral. En el segundo caso, la función no permite cálculos simples dado que los insumos son determinados de manera no lineal.

El problema final se refiere a la especificación de la medida de producción: valor agregado o valor bruto de producción. En este caso, la información disponible permite utilizar la segunda definición, aprovechando una información más completa.

A seguir se describe el modelo considerando los supuestos discutidos para el caso de las firmas registradas del sector de manufacturas en Bolivia.

### **El modelo**

El modelo parte del supuesto de que una empresa representativa se encuentra sujeta (en mayor o menor grado) a la regulación laboral y quiere minimizar sus costos de producción dadas  $y$  unidades de producto. El problema de la firma en el periodo  $t$  es definido como:

$$(2) \quad \min w_S x_S + w_U x_U + w_K x_K + w_M x_M$$

$$\text{sujeto a } f(q_S x_S, q_U x_U, x_K, x_M) = y$$

Donde  $x_i$  es la cantidad del factor  $i = S, U, K, \text{ y } M$  representando, respectivamente, obreros, empleados (resto de los trabajadores permanentes asalariados), capital físico y consumo intermedio;  $w_i$  es el retorno del factor  $i$ ;  $f(\cdot)$  es la función de producción cóncava y diferenciable en segunda orden; y  $q_i$  ( $i = S, U$ ) representa la calidad del empleo de los trabajadores tipo  $i$  y resume las capacidades en términos de años de escolaridad, experiencia, entrenamiento, etc. Cabe notar que los trabajadores han sido divididos en obreros y empleados con el fin de capturar elasticidades empleo-salario específicas para cada caso.

Los retornos de la mano de obra incluyen los costos derivados de la regulación laboral, que se suponen proporcionales al salario básico:  $w_i = (1 + \theta_i)\bar{w}_i$ , donde  $\theta_i = \sum_c \theta_{ic}$  y  $c$  se refiere a cada costo particular proveniente de la norma.

La empresa representativa está dispuesta a asumir mayores costos laborales derivados de la regulación solamente si puede emplear personas “de mayor calidad” a fin de obtener mayores niveles de productividad. Este comportamiento es modelado introduciendo una relación causal entre las dos variables, siguiendo Oi (1990):<sup>9</sup>

$$(3) \quad w_i = g_i(q_i, \tilde{w}_i(\tilde{q}_i)), \quad i = S, U$$

con  $g_{i,1} > 0$ ,  $g_{i,2} > 0$ ,  $g_{i,11} > 0$

donde  $g_i(\cdot)$  es una función diferenciable en segunda orden que relaciona los salarios y la calidad del empleo así como los salarios determinados por la firma en relación a los ingresos laborales del resto del mercado laboral,  $\tilde{w}_i$ , para un nivel dado de calidad correspondiente  $\tilde{q}_i$ .<sup>10</sup>

La empresa representativa minimiza sus costos con relación a los dos tipos de empleo, capital físico, consumo intermedio y salarios. El problema de maximización puede ser entonces escrito como:

$$(4) \quad \mathcal{L} = w_S x_S + w_U x_U + w_K x_K + w_M x_M - \lambda (f(q_S x_S, q_U x_U, x_K, x_M) - y)$$

y las condiciones de primera orden son:

$$(5) \quad \frac{\partial \mathcal{L}}{\partial x_i} \Rightarrow w_i = \lambda \frac{\partial f}{\partial (q_i x_i)} q_i, \quad i = U, S$$

<sup>9</sup> La hipótesis sigue también los modelos de salarios de eficiencia; sin embargo, la calidad es aquí una variable exógena y no endógena como en el caso del esfuerzo de los trabajadores en los modelos señalados (ver Stiglitz 1976, Solow 1979, Yellen 1984 y Akerlof y Yellen 1986).

<sup>10</sup> Una forma de definir los ingresos laborales del resto del mercado de trabajo urbano es:  $\tilde{w}_i(\tilde{q}_i) = \sum_{j \neq i} \frac{x_{i,j}}{\bar{x}_i} w_j(q_{i,j})$ ,

donde el subíndice  $j$  corresponde a la firma representativa,  $\bar{x}_i$  es igual al empleo total de  $i$  (supuesto, por simplicidad, igual a la fuerza laboral),  $x_{i,j}$  es el empleo de  $i$  en la unidad de producción  $j$  (considerando todas las unidades productivas, es decir, incluyendo auto-empleos) y  $w_j(q_{i,j})$  son los ingresos correspondientes de la unidad de producción  $j$  dado que la calidad del empleo  $i$  es  $q_{i,j}$ . Cabe notar que no todas las unidades productivas determinan sus salarios correspondientes.



$$(6) \quad \frac{\partial \mathcal{L}}{\partial x_i} \Rightarrow w_i = \lambda \frac{\partial f}{\partial x_i}, \quad i = K, M$$

$$(7) \quad \frac{\partial \mathcal{L}}{\partial w_i} \Rightarrow x_i = \lambda \frac{\partial f}{\partial(q_i x_i)} x_i \frac{\partial q_i}{\partial w_i}, \quad i = U, S$$

Las expresiones (5) y (6) son las soluciones usuales de maximización, donde los costos y los beneficios marginales de cada factor de producción se igualan, y (7) presenta una nueva condición que establece que el retorno marginal de la calidad del empleo debe ser igual a su costo incremental. Reemplazando (3) y (5) en (7) se obtiene la siguiente expresión:

$$(8) \quad g_{i,1}(q_i, \tilde{w}_i) = \frac{w_i}{q_i} = \frac{(1+\theta_i)\bar{w}_i}{q_i}, \quad i = U, S$$

donde el costo incremental del salario derivado del aumento infinitesimal de una unidad de calidad laboral es igual al salario promedio por unidad de calidad (ver Oi 1990).

El problema de maximización conduce a la siguiente función costo:

$$(9) \quad C = C\left(\frac{w_S}{q_S}, \frac{w_U}{q_U}, w_M, w_K, y\right)$$

Considerando ahora la estructura de la función de producción *translog*, redefiniendo

$v_i, v_\kappa = \frac{w_U}{q_U}, \frac{w_S}{q_S}, w_M, w_K$  y aplicando logaritmos a (9) se obtiene

$$(9') \quad \ln C = \ln \gamma_0 + \sum_i \gamma_i \ln v_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_\kappa \gamma_{i\kappa} \ln v_i \ln v_\kappa + \gamma_y \ln y + \sum_i \gamma_{iy} \ln v_i \ln y + \gamma_{yy} (\ln y)^2$$

donde  $\gamma_{i\kappa} = \gamma_{\kappa i} \quad \forall i, \kappa$  (restricción simétrica de Slutsky); y  $\sum_i \gamma_i = 1$ ,  $\sum_i \gamma_{iy} = 0$ ,  $\sum_i \gamma_{i\kappa} = 0$ ,

$\sum_j \gamma_{i\kappa} = 0 \quad \forall i, \kappa$  (homogeneidad lineal en precios).

La expresión (9') es derivada con respecto a los retornos de los factores de producción para obtener las ecuaciones de los costos relativos de los factores (en proporción a los totales).

$$(10) \quad \frac{\partial \ln C}{\partial \ln v_i} = \frac{\partial C}{\partial w_i} \frac{\partial w_i}{C} = \frac{x_i w_i}{C} = s_i = \gamma_i + \sum_\kappa \gamma_{i\kappa} \ln v_i + \gamma_{iy} \ln y, \quad i, \kappa = U, S, K, M$$

donde  $\frac{\partial C}{\partial w_i} = x_i$  por el lema de Shepherd, manteniendo constante los niveles de calidad laboral y producto.

La expresión (10) es analizada empíricamente en el tiempo, lo cual implica la redefinición del modelo como:

$$(10') \quad s_{i,t} = \gamma_i + \sum_{\kappa} \gamma_{i\kappa} \ln v_{i,t} + \gamma_{iy} \ln y_t + v_{i,t}, \quad i, j = U, S, K, M$$

donde se ha adicionado el subíndice  $t$  para describir el periodo, y  $v$  que es el error idiosincrático con las propiedades usuales.

La relación óptima entre el salario y la calidad laboral genera dos ecuaciones adicionales al sistema: la expresión (8) puede ser redefinida como  $g_{i,1}(q_i, \tilde{w}_i) / g(q_i, \tilde{w}_i) = q_i^{-1}$ ,  $i = S, U$ , que es integrada en  $q_i$  a fin de obtener la siguiente ecuación para las estimaciones empíricas:

$$(8') \quad \ln w_{i,t} = \ln w_{oi,t} + \ln q_{i,t} + \mathcal{G}_{i,t}, \quad i = S, U$$

donde  $w_{oi,t}$  es el costo laboral del factor  $i$  en el periodo  $t$  cuando  $q_{i,t} = 1 \quad \forall t$ , y  $\mathcal{G}_{i,t}$  es el error idiosincrático con las propiedades usuales. Dado que el empleo de la firma representativa es mínimo comparado con la población ocupada, la variable  $w_{oi,t}$  es considerada igual para todas las empresas y tratada como una constante empíricamente.<sup>11</sup>

Finalmente, los coeficientes estimados son utilizados para calcular las elasticidades relevantes. En particular, Binswanger (1974) determina la elasticidad empleo-salario como:

$$(11) \quad \frac{\partial x_i}{\partial w_i} \frac{w_i}{x_i} = \eta_{ii} = \frac{\hat{\gamma}_{ii}}{s_i} + s_i - 1, \quad i = S, U$$

A diferencia del sistema usual de ecuaciones para las estimaciones empíricas encontradas en la literatura (ver Behar (2004) para una discusión), el estudio contribuye adicionando una nueva expresión (8') al sistema, que guarda consistencia con la segmentación del mercado de trabajo boliviano derivado de la baja cobertura de la regulación laboral. Adicionalmente, como se mencionó anteriormente, la inclusión de (8) permite evitar problemas de

---

<sup>11</sup> Es decir, para las firmas  $j$  y  $j''$ ,  $w_{oi,j}(1, \tilde{w}_i(\tilde{q}_i)) \approx w_{oi,j''}(1, \tilde{w}_i(\tilde{q}_i))$  suponiendo que  $\sum_{j \neq j'} \frac{x_{i,j'}}{x_i} w_{j'}(q_{i,j'}) \approx \sum_{j \neq j''} \frac{x_{i,j''}}{x_i} w_{j''}(q_{i,j''})$  en cada periodo  $t$  (ver pie de página 10).

endogeneidad ya que en la ecuación el salario no depende del empleo sino de la calidad de éste. Este supuesto será testeado empíricamente posteriormente.

#### IV. Información

La información utilizada proviene de la Encuesta Anual a la Industria Manufacturera (EAIM), que es un panel no balanceado y discontinuado de las firmas manufactureras bolivianas que son registradas en el Servicio de Impuestos Nacionales (SIN). La encuesta cuenta con datos para los años 1988-2001 y 2006-2007, recabados por el Instituto Nacional de Estadística (INE). En esta sección se describe de manera detallada la EAIM haciendo énfasis en su construcción entre periodos dado que –con excepción de Jiménez y Landa (2004)– no existen investigaciones que la hayan usado para analizar empleo.

El diseño muestral de la EAIM, basada en los registros del SIN, consiste en la estratificación de las empresas con más de 5 empleados en dos: inclusión forzosa e inclusión aleatoria. La primera incorpora empresas entre 15 a 49 trabajadores (firmas medianas) y más de 49 (grandes). La segunda estratificación incluye empresas entre 5 a 14 trabajadores (pequeñas).

El proceso de selección de empresas fue realizado de manera independiente, año a año, en el caso de la inclusión aleatoria y de forma dependiente en la inclusión forzosa. De acuerdo a la metodología de la encuesta, el INE hizo algunos supuestos cuando no había información para las firmas de inclusión forzosa en  $t$  pero se hallaban activas en ese periodo; haciendo uso de datos en  $t-1$ . Los criterios de identificación para los supuestos fueron los estratos económicos, la clasificación ISIC a cuatro dígitos, la categoría de empleo y la localidad (departamento). Por ejemplo, el valor bruto de producción ( $y$ ) para una empresa sin información fue determinado considerando la variación de  $y$ ,  $V(y)$ , calculada como

$$V(y) = \frac{\sum y_{j,t}}{\sum y_{j,t-1}}$$
 para cada empresa  $j$  con información en  $t$  y  $t-1$ , e imputada para la firma en

cuestión a partir de la siguiente fórmula:  $y_{j,t} = y_{j,t-1} \times V(y)$ . Una vez que el valor bruto de producción fue estimado, otras variables relevantes fueron calculadas utilizando los coeficientes técnicos de la misma empresa en  $t-1$ .

La encuesta AEIM se basa en registros contables y balances financieros y tiene cobertura nacional (incluye los nueve departamentos),<sup>12</sup> siendo implementada aproximadamente 8 meses después de que el periodo contable sea concluido. La información disponible corresponde generalmente un año (12 meses), comenzando el primero de abril hasta el 30 de marzo o el primero de enero hasta el 31 de diciembre.

En el año 2004, el INE aplicó la Encuesta de Establecimientos Económicos que incluye empresas del sector de manufacturas así como de minería, educación, salud y servicios. La encuesta cuenta con una muestra representativa para cada sector económico (de acuerdo a los registros del SIN) e información similar a la AEIM; dado que fue aplicado un marco muestral y cuestionario parecido con algunas modificaciones mínimas. Por ejemplo, en 2004, los gerentes, administradores y empleados fueron agregados en una única variable, mientras que en otros años gerentes y administradores y empleados fueron separados en dos. De cualquier manera, los datos para 2004 provienen de una fuente similar a la de los restantes años de análisis, razón por la cual ha sido incluida como parte de la encuesta EAIM.<sup>13</sup>

La información es clasificada de acuerdo a la ISIC revisión 2 para 1988-1994, ISIC revisión 3.1 para 1995-2001, CAEB 2005 para 2004 e ISIC revisión 4 para 2006-2007 (todo al nivel de cuatro dígitos). La información ha sido armonizada a la ISIC revisión 3.1. La fusión de todas las encuestas genera un panel no balanceado y discontinuado para 1988-2001, 2004 y 2006-2007.

Finalmente, cabe notar que existen algunas observaciones (no más de 5) a nivel de planta. De acuerdo al INE, estas plantas han sido tratadas como empresas individuales porque en la mayor parte de los casos se ubican en diferentes departamentos. Por ejemplo, YPFB (la compañía estatal de hidrocarburos) cuenta con diferentes números de identificación para sus refinerías en Cochabamba, Santa Cruz y Chuquisaca, que son tratadas como empresas diferentes.<sup>14</sup> Las empresas con diferentes plantas situadas en el mismo departamento también son consideradas como unidades particulares dado que su principal producto es diferente y, por lo tanto, tienen números de identificaciones particulares.

---

<sup>12</sup> Cabe señalar que el departamento de Pando no cuenta con firmas manufactureras en algunos años y presenta como máximo tres en otros.

<sup>13</sup> Más adelante se discuten las posibles discrepancias entre las encuestas y las correcciones utilizadas.

<sup>14</sup> Las refinerías de YPFB han sido tratadas de esta manera también porque en 1998 fueron privatizadas como firmas diferentes.

La Tabla 2 presenta el número de empresas entrevistadas por año y clasificadas en cuatro grupos, de acuerdo al número de trabajadores permanentes (asalariados y no-asalariados).<sup>15</sup>

**Tabla 2: Número de Empresas del Panel no Balanceado por Tamaño, 1988-2007**

Año	Micro	Pequeña	% del Total	Mediana	Grande	% del Total	Total
1988	1	403	49.09	279	140	50.91	823
1989	118	355	53.57	257	153	46.43	883
1990	263	394	61.81	253	153	38.19	1 063
1991	111	210	44.65	238	160	55.35	719
1992	187	305	53.77	249	174	46.23	915
1993	41	357	47.66	264	173	52.34	835
1994	66	310	47.06	246	177	52.94	799
1995	62	305	50.97	209	144	49.03	720
1996	8	266	43.42	190	167	56.58	631
1997	0	357	48.77	209	166	51.23	732
1998	3	438	51.10	230	192	48.90	863
1999	34	409	52.80	216	180	47.20	839
2000	58	183	47.72	128	136	52.28	505
2001	64	220	47.89	158	151	52.11	593
2004	380	351	69.75	189	128	30.25	1 048
2006	164	335	48.59	289	239	51.41	1 027
2007	<b>164</b>	<b>328</b>	<b>48.71</b>	<b>281</b>	<b>237</b>	<b>51.29</b>	<b>1 010</b>

Fuente: elaboración de los autores con base en la Encuesta Anual a la Industria Manufacturera (EAIM).

Nota: de acuerdo al INE, las micro empresas son aquellas con 0 a 4 trabajadores, las pequeñas con 5 a 14, las medianas con 15 a 49 y las grandes con 50 o más.

El promedio de firmas por año asciende a 824, mientras que el número más alto fue de 1,063 en 1990 y el más bajo de 505 en 2000. En general, las empresas se encuentran distribuidas de manera semejante por tamaño: las micro y pequeñas representan aproximadamente el 50 por ciento así como las medianas y grandes. Con todo, cabe notar que en 2004 las micro y pequeñas firmas llegaron a cerca del 70 por ciento de la muestra, siendo incluidas en mayor cantidad por razones muestrales.

Las empresas medianas y grandes aumentan de manera importante entre 2004 y 2006: existen 100 empresas medianas y 111 empresas grandes más en 2006. Este aspecto es relevante en términos de empleo porque representa un aumento del 57 por ciento de trabajos para las empresas medianas y de 60 por ciento para las grandes, como se observa en la Tabla 3.

En términos de empleo, la información cuenta, en promedio, con 36,626 trabajadores permanentes (asalariados y no asalariados) por año. El 2007 registra el mayor número de

<sup>15</sup> Los trabajadores no asalariados son los dueños, socios, parientes y otros que no reciben ingresos laborales.

trabajadores, 60,494, mientras que el 2000 se presenta el número más bajo, 28,614. Adicionalmente, en promedio, 92 por ciento de las fuentes laborales proviene de empresas medianas y grandes.

**Tabla 3: Porcentaje de Empleo por Tamaño de Firma**

Año	Micro	Pequeña	% del Total	Mediana	Grande	% del Total	Total
1988	4	3 087	10.65	7 269	18 650	89.35	29 010
1989	375	2 891	10.82	6 743	20 163	89.18	30 172
1990	729	3 277	12.69	6 636	20 931	87.31	31 573
1991	330	1 883	7.22	6 435	22 020	92.78	30 668
1992	533	2 608	9.05	6 668	24 893	90.95	34 702
1993	130	2 839	8.26	6 983	25 998	91.74	35 950
1994	223	2 508	7.46	6 316	27 548	92.54	36 595
1995	204	2 515	8.91	5 409	22 391	91.09	30 519
1996	28	2 311	7.16	5 080	25 232	92.84	32 651
1997	0	2 844	8.33	5 633	25 670	91.67	34 147
1998	8	3 422	8.49	6 086	30 889	91.51	40 405
1999	83	3 196	8.49	5 766	29 591	91.51	38 636
2000	173	1 546	6.01	3 627	23 268	93.99	28 614
2001	211	1 827	6.26	4 434	26 107	93.74	32 579
2004	963	2 916	10.18	4 882	29 331	89.82	38 092
2006	482	2 897	5.84	7 675	46 779	94.16	57 833
2007	478	2 890	5.57	7 535	49 591	94.43	60 494

Fuente: elaboración de los autores con base en la Encuesta Anual a la Industria Manufacturera (EAIM).

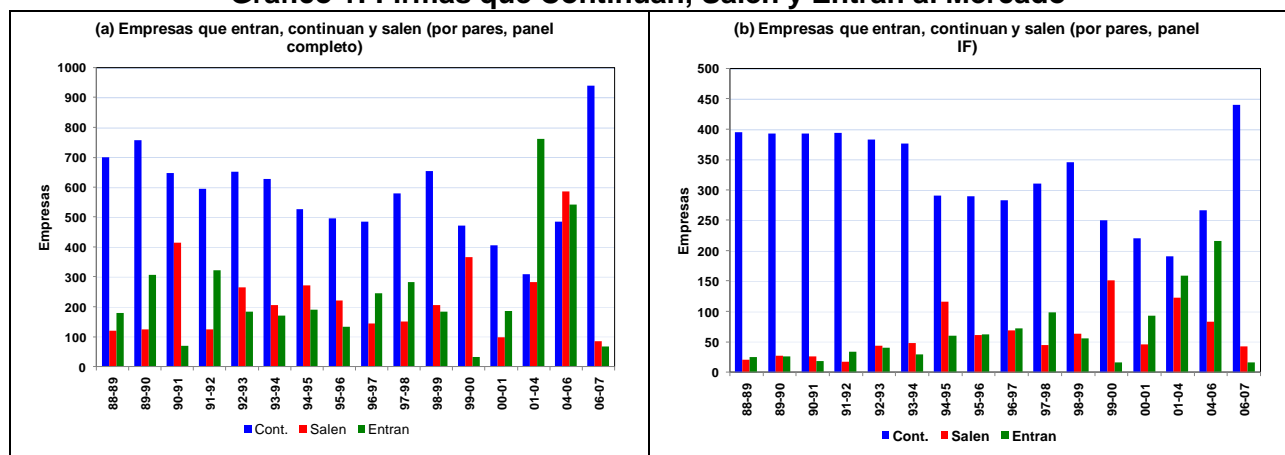
Nota: de acuerdo al INE, las micro empresas son aquellas con 0 a 4 trabajadores, las pequeñas con 5 a 14, las medianas con 15 a 49 y las grandes con 50 o más.

A fin de analizar la dinámica del empleo, el Gráfico 1 presenta el número de empresas que salen, entran y continúan en el mercado, dividiendo el panel en sub paneles en pares de años. Las empresas que continúan son definidas como aquellas que aparecen en dos años consecutivos ( $t-1$  y  $t$ ) aunque desaparezcan o no en los años previos o subsecuentes. Las firmas que entran son aquellas que se encuentran en  $t$  pero no en  $t-1$ , y aquellas que salen aparecen en  $t-1$  mas no en  $t$ . El sub panel (a) expone la información para toda la muestra mientras que el sub panel (b) usa solamente la muestra de inclusión forzosa.

Cabe señalar que la muestra de inclusión forzosa presenta ciertas inconsistencias entre periodos, por lo que algunas empresas fueron reclasificadas de acuerdo a los siguientes criterios. Primero, algunas firmas catalogadas como aleatorias en algunos años durante 1988-2001 fueron consideradas de inclusión forzosa cuando aparecieron en la base en años consecutivos y fueron determinadas en la mayor parte de los años como de inclusión forzosa. Segundo, las variables que dividen los dos tipos de muestras no fueron reportadas por el INE para 2004, 2006 y 2007, haciéndose necesario la división de las empresas en

aleatorias y obligatorias de acuerdo al número de trabajadores permanentes. Por último, la inclusión forzosa fue determinada a través de una variable dicotómica anual que se la promedió a nivel de empresas para los años con información, lo cual permitió reclasificarlas en la muestra aleatoria si el valor promedio era menor que 0.5 o en la muestra de inclusión forzosa en caso contrario.

**Gráfico 1: Firms que Continúan, Salen y Entran al Mercado**



Fuente: elaboración de los autores con base en la Encuesta Anual a la Industria Manufacturera (EAIM).

El Gráfico 1 muestra que la volatilidad inducida por las empresas que entran y salen es alta en el sub panel (a), comparada con el (b), lo que se asocia con la inclusión de empresas de la muestra aleatoria. Por otro lado, en el sub panel (b) se aprecia que las firmas que continúan presentan una mayor estabilidad en periodos específicos, lo que se puede relacionar con la construcción de los datos. Durante 1988 y 1994 éstas fueron clasificadas de acuerdo a la ISIC revisión 2 con números de identificación comenzando en 1, mientras que en el siguiente sub periodo, de 1994 a 1999, se usó la ISIC revisión 3 e identificaciones desde el 100,000. Esta última modalidad de categorización no mudó en 2000 y 2001; no obstante, entre 1999 y 2000 varias firmas fueron excluidas, clasificadas como empresas que salieron del sistema en el sub panel b). Además, la Tabla 2 muestra que existen cerca de 300 firmas menos en el año 2000, lo cual puede deberse a cambios muestrales. En el caso de 2004 ya se mencionó que muchas empresas fueron incluidas y excluidas, y entre 2004 y 2006 habrían sido más firmas incluidas. Por último, las empresas que continúan entre 2006 y 2007 son bastantes; dado que la información para esos años fue recabada en una sola encuesta.

La discusión anterior sugiere que la muestra de inclusión forzosa es la adecuada para analizar los flujos de empleo, por lo cual el panel de pares de periodos es analizado para este

segmento. Además, los sub periodos considerandos son aquellos que presentan una relativa estabilidad en los flujos de empleo, lo que quiere decir que los periodos 1994-1995, 1999-2000, 2001-2004 y 2004-2006 no son incluidos en el análisis. El estudio sigue esta estrategia dado que no se cuenta con información disponible para corroborar que los cambios en el empleo entre esos años se deben a la creación y destrucción de fuentes laborales o a variaciones en la muestra.

#### IV.1. Construcción de las variables

La información requerida para el análisis empírico proviene principalmente de la EAIM; sin embargo, también se utilizaron otras bases relevantes provistas por el INE. La Tabla 4 explicita en detalle la construcción de las variables utilizadas.

**Tabla 4: Variables de Cantidad y Precios a Nivel Empresas**

Cantidad	
$x_E$	Empleo; incluye a los trabajadores permanentes asalariados y no-asalariados (propietarios, parientes y otros).
$x_i, i = U, S$	Obreros ( <i>U</i> ) y empleados ( <i>S</i> ), los últimos consideran también a los gerentes y administradores que reciben remuneración.
$x_K$	Stock de capital; igual a la sumatoria de los balances netos de edificios y construcciones, instalaciones técnicas, maquinarias y equipo, vehículos y equipos de transporte, muebles y enseres, herramientas, equipos de computación y otros. La variable se encuentra en Bolivianos corrientes y ha sido convertida a valores reales (Bolivianos de 1990) utilizando el deflactor de la inversión de acuerdo a la información de las cuentas nacionales.
$y$	Producción, medida como el valor bruto de producción (VBP) igual a la suma (de acuerdo con la definición del INE) de los productos y sub-productos de la actividad, márgenes comerciales de las ventas de mercancías sin transformación, fabricación propia de capital, cambios en el inventario de los productos en proceso, ventas de energía eléctrica producidas por la empresa y otros ingresos operativos. La variable se encuentra en términos nominales y ha sido transformada a valores reales (Bolivianos de 1990) utilizando el precio implícito entre los valores brutos de producción nominales y reales construidos para 16 subsectores de manufacturas de acuerdo con la matriz insumo-producto y su clasificación armonizada a la revisión ISIC 3.1.
$q (= q_U = q_S)$	Calidad del empleo por tipo de trabajador, la cual se aproxima a la razón entre la productividad laboral de la empresa y aquella relativa al subsector de manufacturas (16 subsectores), promediada para los años de información de la empresa. La productividad laboral de la empresa corresponde al valor nominal de productos y sub productos sobre el trabajo permanente (asalariados y no asalariados), y aquella correspondiente al subsector es igual al VBP nominal, correspondiente a los datos de la matriz insumo producto, sobre el empleo directo correspondiente. El empleo para los 16 subsectores ha sido obtenido utilizando el Censo Nacional de Población de 1992 y 2001 que permite estimar la participación de cada subsector sobre el empleo manufacturero total. Estos porcentajes han sido aplicados a la serie de empleo de manufacturas construida por Muriel y Jemio (2010) para 1992-2007, extrapolando las tasas de crecimiento para 1988-1991.



**Tabla 4 (continuación)**

<b>Precios de los factores de producción</b>	
$w_i, i = E, U, S$	Costo laboral total por unidad de empleo (para los asalariados ( $E$ ), obreros ( $U$ ) y empleados ( $S$ )), siendo la sumatoria del salario básico ( $\bar{w}_i$ ) y los costos laborales derivados de la regulación ( $\theta_i \bar{w}_i$ ). Los costos de la regulación incluyen compensaciones, aguinaldo y otros bonos, contribuciones patronales a la seguridad social y otros gastos relativos pagados por las empresas.
$\theta_i, i = E, U, S$	La tasa del costo de la regulación laboral (compensaciones, aguinaldo y otros bonos, contribuciones patronales a la seguridad social y otros gastos relativos) sobre el salario básico ( $\bar{w}_i$ ).
$w_K$	Retorno de los servicios del capital por unidad, medidos a partir de la tasa de interés efectiva de los préstamos del sistema bancario en dólares americanos (dado que casi todos los préstamos fueron provistos por esta moneda en Bolivia), convertidos a Bolivianos utilizando la fórmula de la paridad no cubierta de la tasa de interés (ver, por ejemplo, Krugman y Obstfeld 2001). El tipo de interés efectivo ha sido estimado por el Banco Central de Bolivia e incluye tasas y comisiones.
$w_M$	Precio del consumo intermedio, construido como el promedio ponderado de dos precios. El primero corresponde al consumo intermedio, obtenido del deflactor implícito entre el consumo intermedio nominal y real para 16 subsectores de la matriz insumo-producto. El segundo precio corresponde al costo de los trabajadores temporales, aproximado por el deflactor del consumo de las familias. Las ponderaciones son los costos correspondientes sobre la sumatoria de estos (consumo intermedio más la masa salarial de los trabajadores temporales).
Nota: Los precios de los factores nominales son normalizados por el deflactor del consumo de las familias (por uno más el incremento porcentual de estos precios en el caso del precio de los servicios del capital) cuando las variables han sido incluidas de manera independiente en las regresiones.	
<b>Costos y costos proporcionales de los insumos</b>	
$w_i x_i, i = U, S, K$	Los costos de las dos categorías de empleo y del capital han sido estimados utilizando la información de cantidades y precios descrita anteriormente.
$w_M x_M$	Costo del consumo intermedio, obtenido de la sumatoria de los gastos en materias primas, materiales auxiliares y embalajes, servicios básicos y gastos seleccionados, incluyendo el costo de los trabajadores temporales.
$C$	Costo de producción total, obtenido de la sumatoria de los costos de los cuatro insumos.
$s_i, i = U, S, K, M$	Costos proporcionales de los insumos, iguales a la división entre el costo de un dado insumo sobre el costo de producción total.

Adicionalmente, las variables relativas a la regulación laboral y otras características de la empresa fueron construidas para las estimaciones econométricas, las que se describen en detalle en la siguiente tabla.

**Tabla 5: Indicadores de Regulación Laboral y Características de las Firmas**

<i>Tasa de trabajadores temporales</i>	La razón entre los trabajadores temporales y aquellos asalariados permanentes. Debido a que durante 1988-1991 la EAIM recabó solamente datos de los costos de los trabajadores temporales (y no el número de ellos), se estima un modelo de efectos aleatorios entre la tasa de trabajadores temporales y los costos relativos de éstos (costos de los trabajadores temporales sobre los costos laborales de los trabajadores permanentes) y se extrapola el número de trabajadores temporales para 1988-1991 de acuerdo a los parámetros encontrados.
<i>Rigidez en el empleo</i>	Índice que es parte de los indicadores <i>Doing Business</i> del Banco Mundial, y ha sido construido como el promedio de tres variables: dificultad en las contrataciones, rigidez en las horas laborales y dificultad en los despidos. La información recopilada corresponde a los años 2004, 2005 y 2007, utilizando los mismos valores de 2004-2005 para 1988-2001 (dado que las políticas de protección laboral no fueron modificadas durante 1985-2005), y promediando 2005-2007 para 2006 (dado que la norma se modificó en mayo de ese año).
<i>Intensidad de capital</i>	Variable que mide el capital ( $x_K$ ) por trabajador y es calculada como: $x_k / \tilde{x}_E$ , donde $\tilde{x}_E$ es el empleo promedio de dos años consecutivos (ver Davis, Haltiwanger y Schuh, 1996).
<i>Intensidad de energía</i>	Variable que mide la razón entre el costo del combustible y energía eléctrica (deflactado por el precio del consumo intermedio) y el valor bruto de producción real (ver Davis, Haltiwanger y Schuh, 1996).
<i>D_ciudades principales</i>	Variable dicotómica igual a uno para las ciudades/departamentos más importantes de Bolivia: La Paz, Santa Cruz y Cochabamba.
<i>D_firmas que exportan</i>	Variable dicotómica igual a uno cuando las ventas externas son positivas
<i>D_tamaño de la firma</i>	Variables dicotómicas para las micro empresas (1 a 4 trabajadores), pequeñas (5 a 14), medianas (15-49) y grandes (50 o más).

La Tabla 6 resume los principales parámetros estadísticos de las variables, considerando las empresas que tienen valores positivos tanto para los trabajadores permanentes (asalariados y no asalariados) como para el valor bruto de producción. Las firmas manufactureras registradas, cuentan, en promedio, con 45 trabajadores, de los cuales 30 son obreros y 14 empleados. Los costos se concentran en el consumo intermedio, seguidos por el empleo, (obrerros y empleados) y el capital.

**Tabla 6: Resumen de Estadísticos de la EAIM, 1988-2001, 2004, 2001-2007  
(13,635 observaciones)**

Variable	Promedio	Desviación Estándar	Coficiente de Variación de Pearson
<i>Trabajadores permanentes (asalariados y non-asalariados)</i>	45.361	112.083	2.471
<i>Obreros</i>	30.064	83.966	2.793
<i>Empleados</i>	14.457	40.556	2.805
<i>Valor bruto de producción (Bs.1990)</i>	6 807 277	38 000 000	5.582
<i>Stock de capital (Bs.1990)</i>	4 341 906	57 900 000	13.335
<i>Consumo intermedio (Bs.1990)</i>	3 846 502	18 500 000	4.810
<i>Calidad del empleo</i>	4.814	9.024	1.875
<i>Salario_empleo total (Bs.1990)</i>	6 905	7 487	1.084
<i>Salario_obreros (Bs.1990)</i>	5 242	5 314	1.014
<i>Salario_empleados (Bs.1990)</i>	9 299	15 678	1.686
<i>Tasas de los costos laborales derivados de la regulación</i>	0.500	0.722	1.444
<i>Costos proporcionales de los obreros</i>	0.103	0.097	0.937
<i>Costos proporcionales de los empleados</i>	0.070	0.080	1.137
<i>Costos proporcionales del capital</i>	0.160	0.149	0.935
<i>Costos proporcionales del consumo intermedio</i>	0.667	0.186	0.279
<i>Tasa de trabajadores temporales</i>	0.210	1.102	5.241
<i>Intensidad de capital<sup>(1)</sup></i>	0.000	0.002	21.694
<i>Intensidad de energía<sup>(1)</sup></i>	0.255	11.409	44.800
<i>Proporción: D_ ciudades principales</i>	0.812		
<i>Proporción: D_firmas que exportan</i>	0.139		

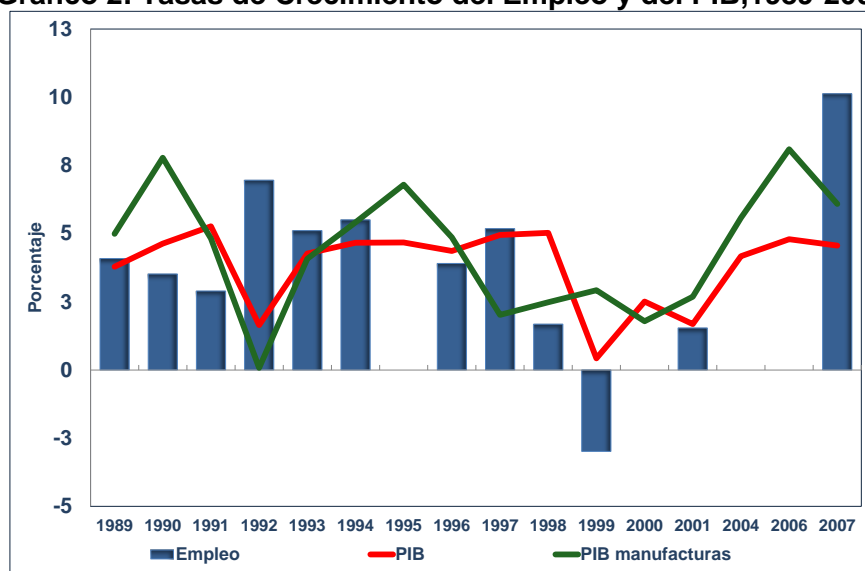
Nota: <sup>(1)</sup> incluye solamente 9,435 observaciones consistentes con los datos de flujos de empleo.

## V. Flujos de Empleo y Regulación Laboral

La sección explora los principales hechos estilizados emergentes de los cambios en el empleo para las empresas manufactureras de la muestra de inclusión forzosa. Como se observó anteriormente, el criterio de obligatoriedad para esta submuestra posibilita la construcción de los flujos laborales. Los principales hallazgos encontrados son: 1) una correlación positiva entre el crecimiento neto del empleo y el incremento del Producto Interno Bruto (PIB), 2) una baja magnitud de los flujos de empleo, 3) un impacto negativo significativo de la crisis de 1999 sobre el empleo, y 4) mayor volatilidad en las variaciones netas del empleo para obreros que para los empleados, aunque la destrucción ha sido más severa para los obreros en los periodos de recesión. Estos resultados son discutidos inicialmente para motivar el análisis entre los indicadores de empleo y la normativa laboral.

El Gráfico 2 muestra el comportamiento cíclico de las tasas de crecimiento del empleo, del PIB nacional y del PIB manufacturero. Los datos revelan que el indicador laboral tiene una mayor correlación con la variación del PIB nacional que con la del PIB manufacturero. Por ejemplo, en 1997 el PIB de manufacturas aumentó a una tasa cercana al 2 por ciento, mientras que el PIB nacional lo hizo al 4.95 por ciento y el empleo al 5.2 por ciento. Además, el incremento del PIB nacional alcanza su porcentaje más bajo en 1999 (0.43 por ciento), siendo precisamente el año en que el empleo experimenta un decrecimiento (-3 por ciento).

**Gráfico 2: Tasas de Crecimiento del Empleo y del PIB, 1989-2007**



Fuente: elaboración de los autores con base en la Encuesta Anual a la Industria Manufacturera (EAIM).

Las correlaciones observadas en el Gráfico 2 permiten establecer lo siguiente:

*Hecho estilizado 1: El crecimiento neto del empleo de las empresas manufactureras registradas bolivianas tiene una correlación más alta con el Producto Interno Bruto (PIB) nacional que con aquel propio del sector.*

La Tabla 3 reporta las tasas de creación, destrucción, reasignación, crecimiento neto y exceso de reasignación del empleo, para periodos bi-anales y sub-periodos seleccionados (en promedio). El primer hallazgo resaltante es que la magnitud de la reasignación del empleo ha sido moderada. Los flujos laborales brutos (la suma entre la creación y destrucción bruta de fuentes de trabajo) varían entre un mínimo de 11.6 por ciento y un máximo de 16.3 por ciento durante 1989-2001. Entre 2006 y 2007 la tasa de reasignación aumenta a 18.2 por ciento, lo que se explica, entre otras razones, por la generación de trabajos derivados del significativo crecimiento económico. Por otro lado, las contrataciones

han sido más altas que los despidos en todos los periodos bi-anales, con excepción de 1998-1999 que registra una tasa negativa de -3 por ciento.

**Tabla 7: Tasas de Flujos de Empleo en las Empresas Manufactureras Registradas Bolivianas, 1989-2007**

Año	Creación de Empleos	Dstrucción de Empleos	Reasignación de Empleos	Crecimiento neto del Empleo	Exceso de Reasignación de Empleos
1988-1989	9.1	5.0	14.1	4.1	10.0
1989-1990	8.4	4.9	13.4	3.5	9.8
1990-1991	7.6	4.7	12.3	2.9	9.4
1991-1992	11.6	4.7	16.3	7.0	9.4
1992-1993	10.0	4.9	14.8	5.1	9.7
1993-1994	10.3	4.8	15.2	5.5	9.7
1995-1996	8.6	4.7	13.3	3.9	9.4
1996-1997	8.4	3.2	11.6	5.2	6.4
1997-1998	7.2	5.5	12.8	1.7	11.1
1998-1999	5.6	8.6	14.2	-3.0	11.2
2000-2001	7.2	5.7	12.9	1.5	11.4
2006-2007	14.2	4.0	18.2	10.1	8.1
<b>Sub-periodos (promedio)</b>					
1989-1994	9.5	4.8	14.4	4.7	9.7
1996-1999	7.4	5.5	13.0	1.9	9.5
2000-2001	7.2	5.7	12.9	1.5	11.4
2006-2007	14.2	4.0	18.2	10.1	8.1

Fuente: elaboración de los autores con base en la Encuesta Anual a la Industria Manufacturera (EAIM).

La tasa de destrucción de empleos es mayor que el 3 por ciento en todos los casos y alcanza su valor más alto, 8.6 por ciento, en 1998-1999. La tasa de creación, por otro lado, registra un promedio de 9.5 por ciento para el sub periodo 1989-1994 en correspondencia con una época de estabilidad económica; resultado de las llamadas Reformas Económicas de Primera Generación en Bolivia.<sup>16</sup>

Cabe recordar que la tasa de exceso de reasignación es igual a la tasa de reasignación menos la cantidad requerida para acomodar la variación neta del empleo. En otras palabras, el indicador mide el alcance de las contrataciones y despidos simultáneamente. De acuerdo con la Tabla 7, la tasa incrementó hasta el 11.4 por ciento en 2000-2001, siendo menor a 10 por ciento en otros sub-periodos, lo que muestra que en un dado periodo una significativa proporción de oportunidades laborales se reubicó.

<sup>16</sup> Véase Barja (2000) para una revisión detallada de las reformas implementadas en el país entre 1986 y 2001.

¿De qué manera la moderada escala de reasignación de fuentes laborales se compara con experiencias en otros países? Davis *et al.* (1996) reportan las tasas de flujos netos y brutos del empleo para economías seleccionadas, en desarrollo y desarrolladas, para los períodos anteriores a 1990. Por ejemplo, para la industria de manufacturas de los Estados Unidos, los autores encuentran que la tasa promedio anual de reasignación fue 19.4 por ciento para 1972-1988. Además, Marruecos tuvo la tasa más alta (30.7 por ciento) mientras que Noruega la más baja (15.5 por ciento). De acuerdo a la evidencia internacional, la constante reasignación de oportunidades de trabajo, que caracteriza el empleo de las manufacturas registradas de Bolivia, representa un estado normal de la situación tanto en mercados laborales de economías en desarrollo como desarrolladas. Tomando en cuenta estos estándares, los cálculos aquí presentados se acercarán más al límite inferior,<sup>17</sup> lo que permite establecer lo siguiente:

*Hecho estilizado 2: Las empresas manufactureras registradas en Bolivia se caracterizan por una relativa baja magnitud de flujos de empleo.*

Anteriormente se mencionó que se experimentó una tasa de crecimiento negativa del empleo solamente en 1998-1999. Este periodo es caracterizado por Calvo (2006) como la “repentina caída de Bolivia”. El menor crecimiento del PIB en la época se derivó de shocks externos que se trasladaron en problemas crediticios asociados a costos altos y restricciones, lo que habría forzado a las empresas endeudadas a bajar sus niveles de producción y a generar moras en los préstamos bancarios. A pesar de que los shocks habrían golpeado mayormente el sector servicios (incluyendo construcción y comercio), cabe suponer que también afectaron a las manufacturas, particularmente a aquellas empresas que fueron altamente endeudadas en dólares americanos. Ciertamente es difícil determinar la causalidad de la crisis y su relación con los cambios del empleo neto; sin embargo, es posible suponer que una forma de reducir costos en las empresas fue a través de la

---

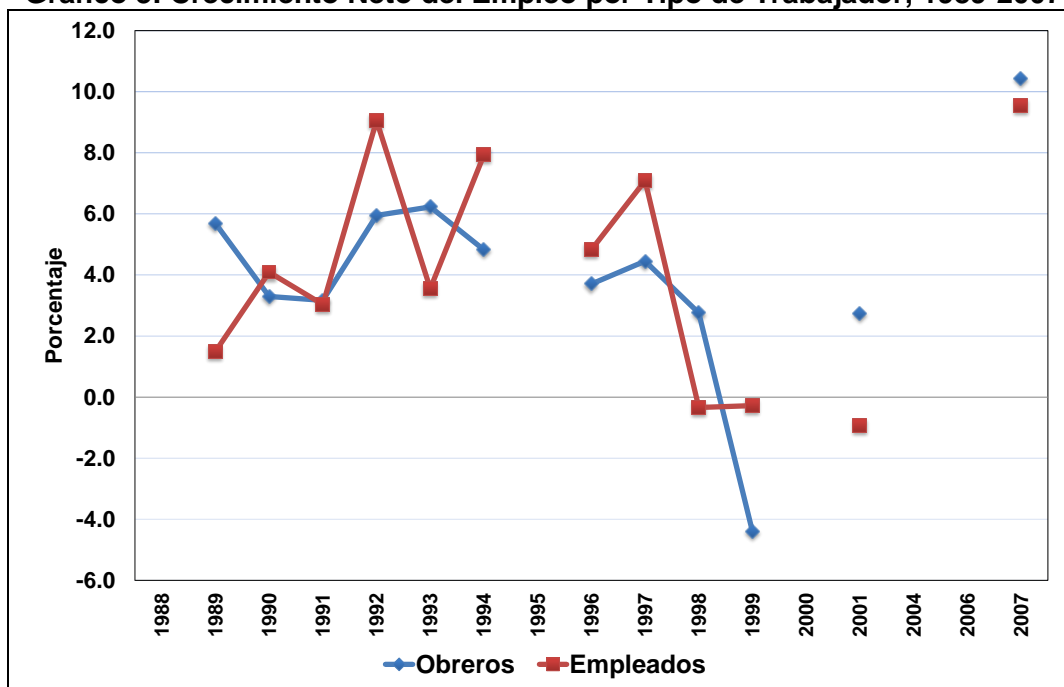
<sup>17</sup> Cabe señalar que Jiménez y Landa (2004) fueron los únicos que analizaron los flujos de empleo para el caso de Bolivia durante 1996-1999. Ellos encontraron que las empresas manufactureras tuvieron una tasa de reasignación promedio de 25 por ciento y una de crecimiento neta del empleo de 2.2 por ciento; resultado tanto de la de creación, 20.2 por ciento, como de la destrucción de fuentes laborales, 18 por ciento. Los autores concluyen que las contrataciones y despidos generan una alta reasignación de los trabajadores, siendo influenciados por el grado de flexibilidad laboral, en particular en los pequeños establecimientos. Los hallazgos de los autores tienen claramente mayores magnitudes que los calculados en el estudio, dado que para el mismo periodo se encuentra una tasa de reasignación de solamente 13 por ciento. Las discrepancias pueden ser atribuibles a que aquí se ha excluido la muestra aleatoria de micro y pequeñas firmas.

eliminación de fuentes laborales. Esta observación permite determinar el tercer hecho estilizado:<sup>18</sup>

*Hecho estilizado 3: La contracción neta de los empleos en las empresas manufactureras registradas durante 1998-1999 puede ser atribuida a la recesión económica que Bolivia experimentó.*

Por último, el Gráfico 3 presenta la tasa de crecimiento neta del empleo para los obreros y empleados (restantes trabajadores) de las empresas manufactureras registradas en Bolivia para diferentes sub-periodos. Cabe notar que la tasa es relativamente más volátil para los empleados que para los obreros; sin embargo, cuando se presenta una caída en el crecimiento neto, ésta es más severa para los obreros. En particular, el decrecimiento del empleo neto ha sido de -4.4 por ciento para obreros en 1998-1999, mientras que ha llegado solamente a -0.3 por ciento para los empleados. Sin embargo, la tasa de crecimiento neta del empleo para los empleados fue negativa para los subsiguientes tres periodos, 1997-1998, 1998-1999 y 2000-2001, lo que coincide exactamente con el periodo de recesión económica.

**Gráfico 3: Crecimiento Neto del Empleo por Tipo de Trabajador, 1989-2007**



Fuente: elaboración de los autores con base en la Encuesta Anual a la Industria Manufacturera (EAIM)

<sup>18</sup> Otros autores que también sostienen que la crisis tuvo importantes efectos son Jemio (2000), Mercado *et al.* (2005) y Chávez y Muriel (2004).

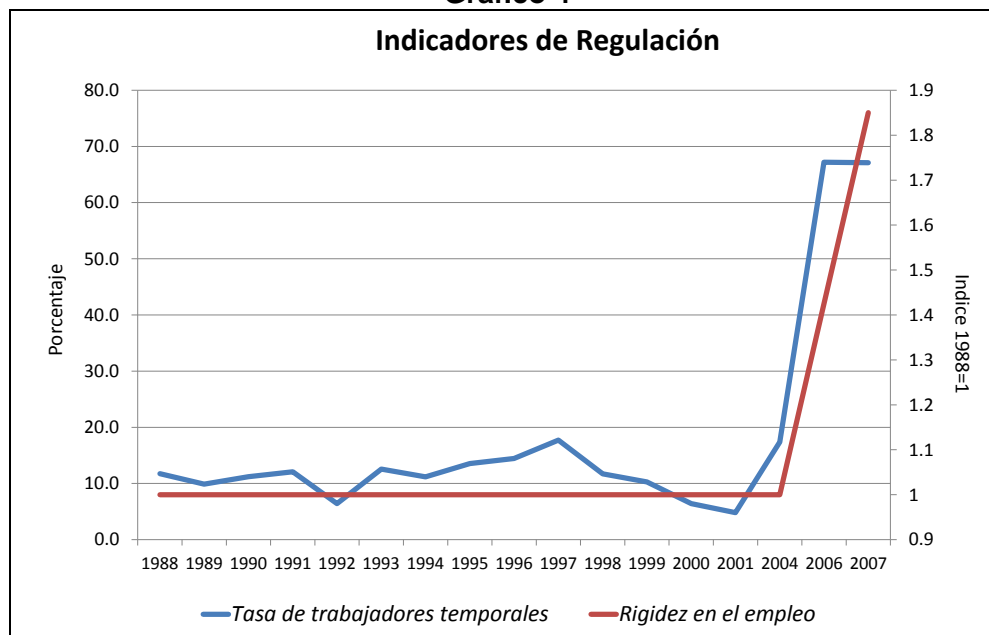
La discusión anterior lleva al cuarto hallazgo relativo a los flujos de empleo para las empresas de manufacturas registradas bolivianas.

*Hecho estilizado 4: El crecimiento neto del empleo es relativamente más volátil para los empleados que para los obreros, pero la destrucción de empleos es más severa para los obreros en periodos de recesión económica.*

A seguir el estudio explora la relaciones entre el entorno regulatorio en el cual las empresas operan y los flujos de empleo, utilizando las variables *proxies* de la normativa discutidas anteriormente.

La tasa de trabajadores temporales aumentó de 6 por ciento en 1992 a 17 por ciento en 1997, y decreció posteriormente hasta 4 por ciento en 2001 (ver Gráfico 4). El aumento de la tasa entre 1996 y 1997 puede ser relacionado con la implementación de la nueva Ley de Pensiones que pasó de un sistema pay-as-you-go al fully-funded. Cabe notar también que solo desde 2006 los trabajadores temporales se hacen importantes en las empresas, llegando a un valor del 67 por ciento, lo que puede ser resultado de la mayor protección laboral en la época, con una parte de las vacancias de empleos permanentes siendo aparentemente cambiados por temporales. Las variaciones en la norma también pueden ser apreciadas por el Índice de Rigidez en el Empleo expuesto en el Gráfico 4.

**Gráfico 4**

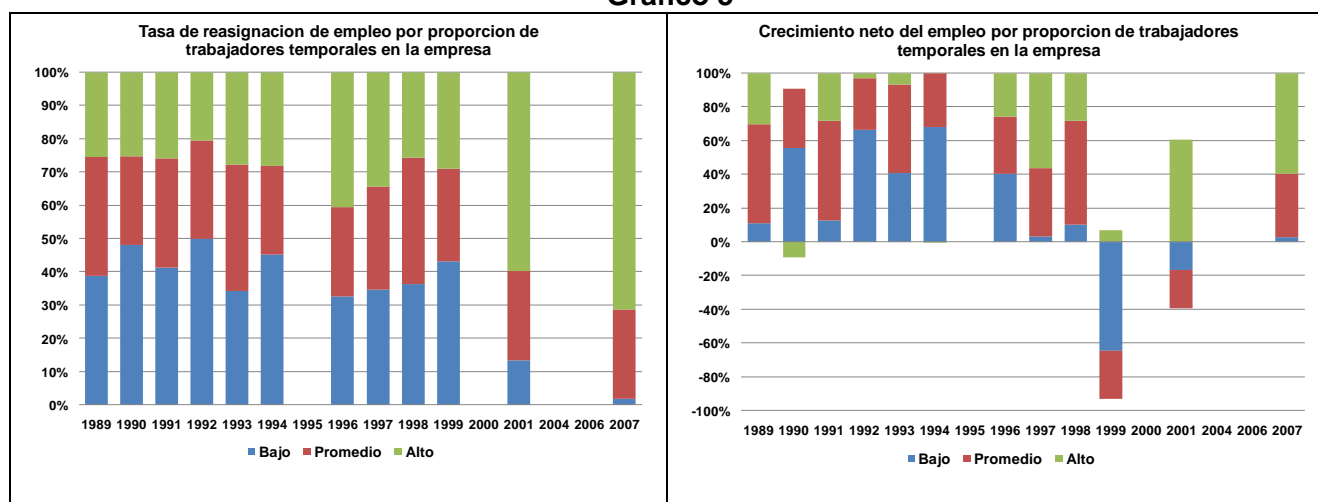


Fuente: elaboración de los autores con base en la Encuesta Anual a la Industria Manufacturera (EAIM).



El Gráfico 5 presenta a las empresas clasificadas en tres grupos (terciles) de acuerdo al valor de la tasa de trabajadores temporales: bajo, medio y alto. La categorización se la realiza considerando el promedio del indicador a nivel de empresa para los años en ésta aparece. De esta manera se ha evitado que una misma empresa sea clasificada de manera diferente entre los años.

**Gráfico 5**



Fuente: elaboración de los autores con base en la Encuesta Anual a la Industria Manufacturera (EAIM).

El resultado más resaltante que se puede extraer de los dos gráficos es que la racionalización de los costos laborales es lo mejor que las empresas pueden hacer si se considera la creación y destrucción de trabajos en los periodos de recesión: las empresas con altas tasas de trabajadores temporales fueron las únicas que contribuyeron positivamente al crecimiento neto del empleo durante 1998-1999.

Bajo el supuesto de que las firmas más productivas están también mejor preparadas para afrontar las crisis económicas, entonces, de acuerdo con los hallazgos, éstas deberían también ser “más informales”.<sup>19</sup> Este resultado parece controversial dado que es más común encontrar una correlación negativa y no positiva entre informalidad y productividad. Fajnzylber *et al.* (2007) muestra, en el capítulo 6 de su libro, que en ciertos sectores, tamaños de empresas y tiempo en los negocios, las empresas latinoamericanas con mayor productividad laboral en general exhiben tasas tributarias más bajas y evaden más la

<sup>19</sup> De manera genérica es posible definir a las firmas informales como aquellas que en cierta medida operan fuera del alcance de la carga regulatoria. Las firmas medianas y grandes son definidas entonces como informales aún si están debidamente registradas. Esto se daría en los casos de ventas no reportadas dados los impuestos asociados, no registro de todos los trabajadores a la seguridad social, no cumplimiento con algunas normas gubernamentales de licencias obligatorias de explotación o permisos así como de calidad del producto y seguridad, etc.

seguridad social. Ellos muestran esto reportando los efectos estimados sobre la tasa de ventas y sobre la tasa de sub-reporte de empleados, de duplicar el producto por trabajador (controlando por tamaño de la firma, tiempo en operación, lugar y sector de actividad). Sin embargo, los efectos no serían significantes para Panamá ni tampoco para las ventas no reportadas de Bolivia y Colombia.

La aparente relación negativa entre productividad e “informalidad” es ciertamente sujeta a diferentes interpretaciones. Por un lado, las empresas más productivas podrían tener más que perder al operar irregularmente. Por el otro lado, la productividad puede ser afectada dependiendo de cómo las empresas operan, de manera formal o informal, así como por los niveles agregados de informalidad que prevalecen en sus sectores.

¿Es posible racionalizar estos resultados? Lazear (2000) muestra que la productividad laboral y las habilidades promedio de los trabajadores deberían aumentar cuando la empresa cambia la política salarial de ingresos por hora a pagos por obra. El nivel mínimo de habilidades no se modifica pero más trabajadores hábiles, que rechazaban las remuneraciones anteriores, serían atraídos con la nueva medida. Estos incentivos provocarían que la producción promedio por trabajador aumente. Así, los promedios y variabilidad de las habilidades y producción deberían aumentar cuando la empresa cambia su política de salarios por hora a salarios por obra. Esta hipótesis puede ser aplicada al caso de los trabajadores temporales, cuyo desempeño se relaciona más con los salarios por obra, por lo que a medida que la participación de este tipo de trabajadores aumente, la productividad de las empresas también lo haría

Cabe notar también que en 2001 las contribuciones de las empresas con tasas bajas y medias de empleos temporales al crecimiento neto del empleo fueron negativas. No obstante, aquellas con altas tasas de trabajadores temporales aportaron de manera importante y positiva a la generación neta de fuentes laborales, logrando contrarrestar la caída de los empleos de los primeros tipos de firmas; razón por la cual se registra una tasa de crecimiento positiva en ese año. Dicho de otra manera, las empresas con altas tasas de trabajadores temporales fueron capaces de recuperarse rápidamente de la crisis de 1999 y generar más empleos y menos despidos. Este aspecto es también observado en el primer panel del Gráfico 5, donde la contribución de las firmas con altas proporciones de trabajadores temporales a las reasignaciones laborales llegaron a casi el 60 por ciento en 2001 y a más del 70 por ciento en 2007.

## V.1. Análisis Econométrico

Por último, la ecuación (1), descrita previamente en la sección metodológica, ha sido estimada utilizando el modelo de efectos aleatorios para ambas muestras (aleatorias y de inclusión forzosa), dado que se cuenta con un panel no balanceado con pocas observaciones temporales por empresa.<sup>20</sup> Los errores estándar estimados son aquellos robustos y agrupados por firma. La Tabla 8 presenta los resultados de las estimaciones donde, además de los indicadores laborales de interés, se han incluidos otras variables significativas como controles.

Los resultados más resaltantes se presentan en la primera y tercera regresión, donde el coeficiente de la tasa de trabajadores temporales es significativo al 1 por ciento, y robusto a diferentes sub muestras –considerando sólo la muestra de inclusión forzosa o excluyendo los años donde la dinámica del empleo es inestable (1994-1995, 1999-2000, 2001-2004, y 2004-2006)– así como a metodologías usadas (por ejemplo, efectos fijos, mínimos cuadrados generalizados, etc.).<sup>21</sup> Estos resultados confirman las apreciaciones anteriores donde se encontró que las empresas con elevadas razones de trabajadores temporales tenían tasas de reasignación más altas, mostrando que las contrataciones y despidos han sido menores cuando hay un mayor cumplimiento de norma; lo que es consistente con la literatura (por ejemplo, Haltiwanger *et al.* 2006 y Kaplan 2009). Además, la tercera regresión muestra que la regulación laboral ha tenido un impacto neto negativo sobre el crecimiento del empleo. En este sentido, y considerando también las observaciones realizadas al Gráfico 5, se establece el último hecho estilizado:

*Hecho estilizado 5: Las firmas con tasas de trabajadores temporales altas (correspondientes a menores costos laborales derivados de la norma) tuvieron tasas más altas de reasignación así como de crecimiento neto del empleo.*

Las restantes regresiones, segunda y última, incluyen el *Índice de Rigidez en el Empleo*, donde se observa que el signo del coeficiente es consistente con los resultados anteriormente expuestos; sin embargo, no es estadísticamente robusto.

La Tabla 8 presenta también otros resultados importantes. Primero, el crecimiento del valor bruto de producción por empresa ( $y$ ) y del PIB nacional, incluidos para controlar los ciclos

---

<sup>20</sup> Ver Wooldridge (2002), Baltagi y Song (2006), Greene (2008) y Cameron y Trivedi (2009) para una discusión de las metodologías de estimación para datos de panel (no balanceados).

<sup>21</sup> Las estimaciones están disponibles mediante solicitud a los autores.

de negocios, presentan coeficientes positivos. En particular, las últimas dos columnas confirman el carácter pro-cíclico del crecimiento neto del empleo.

**Tabla 8: Flujos de Empleo y Regulación Laboral, 1988-01, 2004, 2006-07**

Variables	Tasa de Reasignación Laboral		Tasa de Crecimiento Neta del Empleo	
	Con la tasa de Trabajadores Temporales	Con el Índice de Rigidez en el Empleo	Con la tasa de Trabajadores Temporales	Con el Índice de Rigidez en el Empleo
$\ln w_{E(t-1)}$	-0.0222 (0.0048)***	-0.0242 (0.0050)***	-0.0156 (0.0060)***	-0.0167 (0.0061)***
Crecimiento de $y$	0.0237 (0.0078)***	0.0234 (0.0078)***	0.1737 (0.0108)***	0.1726 (0.0108)***
Crecimiento del PIB agregado			1.8675 (0.3109)***	2.0502 (0.3870)***
Intensidad de capital	-0.5100 (0.1803)***	-0.5753 (0.1913)***		
Intensidad de energía	-0.0001 (0.0)***	-0.0001 (0.0)***	0.0003 (0.0)***	0.0003 (0.0)***
$D_{\text{ciudades principales}}$			0.0202 (0.010)**	0.0210 (0.0102)**
$D_{\text{firmas que exportan}}_{(\text{promedio } t, t-1)}$	0.0335 (0.0114)***	0.0387 (0.0115)***		
$D_{\text{micro empresas}}_{(\text{promedio } t, t-1)}$	0.0560 (0.0174)***	0.0610 (0.0178)***	-0.0646 (0.020)***	-0.0618 (0.0202)***
$D_{\text{inclusión forzosa}}$	-0.0256 (0.0091)***	-0.0250 (0.0093)***	0.0339 (0.0083)***	0.0352 (0.0084)***
Tasa de trabajadores temporales <sub>(promedio <math>t, t-1</math>)</sub>	0.0257 (0.0088)***		0.0269 (0.0071)***	
Índice de rigidez en el empleo		-0.0109 (0.0121)		-0.0054 (0.0205)***
Constante	0.3971 (0.0402)***	0.4323 (0.0447)***	0.0630 (0.0510)	0.0795 (0.0542)
Observaciones	9345	9345	9345	9345
$R^2$ del modelo	0.1153	0.1117	0.0996	0.0963

Notes: i) la metodología utilizada es efectos aleatorios con errores estándar robustos y agrupados por empresa (2075). ii) en paréntesis se encuentran los errores estándar, iii) \*\*\* demarca el nivel de significancia al 1%, y \*\* al 5%. iv) Las dicotómicas significativas anuales fueron incluidas en las regresiones: 1995, 1997, 1998, 2000, 2004, y 2006 en las primeras dos regresiones, y 1990-1993, 1994-1995, 1997-1998, 2000, y 2004 para las últimas, y v) el subíndice "promedio  $t, t-1$ " corresponde al promedio aritmético de las variables entre  $t$  y  $t-1$ .

Segundo, la tasa de reasignación se relaciona negativamente con la intensidad del capital, siendo común encontrar que la tasa de destrucción del empleo caiga a medida que el uso del capital aumente. Esta relación puede ser asociada con la teoría de crecimiento endógeno relativa al capital humano, una vez que el capital humano y el físico tienden a ser insumos complementarios en el proceso de producción. Las empresas intensivas en capital operan

usualmente con una mano de obra más intensiva en capital humano por lo que se esperaría una tasa menor de destrucción y de reasignación del empleo.

Tercero, la relación negativa y significativa entre la tasa de reasignación y la intensidad de uso de energía probablemente refleja el fuerte aumento del precio de este insumo que ocurrió durante el periodo muestral (comparado con los precios de otros insumos), lo cual condujo a un desplazamiento sistemático de los recursos fuera de las empresas más intensivas en energía. El aumento de los precios de energía se debió a que las principales compañías productoras fueron capitalizadas durante el periodo de implementación de las llamadas Reformas de Segunda Generación.

Cuarto, el coeficiente de la variable *D\_ciudades principales* muestra que el crecimiento neto del empleo es más alto en La Paz, Santa Cruz y Cochabamba comparado con el resto del país; y el coeficiente de *D\_firmas que exportan* sugiere que el empleo es más volátil en las empresas que cuentan con ventas externas. Por último, como se esperaría, las micro empresas contribuyen negativamente y significativamente al crecimiento neto del empleo, dado que cuentan precisamente con tasas más altas de destrucción. Estas empresas se asocian generalmente a unidad familiares en Bolivia, teniendo mayor flexibilización laboral, lo que quiere decir que, por ejemplo, es fácil para ellos eliminar empleos en los casos de menores ventas.

## VI. Demanda Laboral y Regulación

Las ecuaciones han sido estimadas utilizando efectos aleatorios para el panel no balanceado durante 1988-2007, y errores estándar robustos por grupos de observaciones a nivel empresa.<sup>22</sup> Además, las estimaciones incluyen variables dicotómicas anuales, el indicador de *rigidez en el empleo* y dicotómicas para controlar los valores nulos de las proporciones de costos,<sup>23</sup> cuando son significativas al nivel del 10 por ciento y robustas a especificaciones alternativas.

---

<sup>22</sup> El método de efectos aleatorios ha sido escogido por las siguientes razones: i) la no correlación aparente entre los regresores y los efectos individuales dada la especificación teórica de las funciones; ii) las características de la información de las firmas que en buena proporción cuentan con pocos periodos (uno o dos); y iii) la baja varianza de los costos laborales proporcionales en el tiempo por firma en la mayor parte de los casos (ver Wooldridge 2002, Baltagi y Song 2006, Greene 2008, y Cameron y Trivedi 2009, para una discusión sobre las metodologías utilizadas para los datos de panel (no balanceados)). Cabe señalar también que no se utilizó el modelo de Regresiones Aparentemente no Relacionadas, lo cual habría sido recomendable en términos de eficiencia, por la falta de un paquete computacional para procesar el sistema de ecuaciones conjuntamente.

<sup>23</sup> Todas las firmas cuentan con trabajadores permanentes, empero no todas contratan obreros y empleados.

Inicialmente los potenciales problemas de endogeneidad fueron analizados. El modelo descrito supone implícitamente que el empleo no determina los salarios al nivel de empresa. Esta hipótesis es testada empíricamente para las empresas manufactureras registradas bolivianas utilizando el test de endogeneidad de Hausman (ver, por ejemplo, Wooldridge 2002). Para cada tipo de trabajo se procedió a: i) estimar la regresión del salario con las variables exógenas como regresores; ii) calcular los residuos de estas regresiones estimadas; e iii) incluir estos residuos como un nuevo regresor en las ecuación de costos proporcionales del empleo.

Para el caso de los obreros se rechazó la hipótesis de un coeficiente diferente de cero de la variable de residuos inclusive al nivel del 15 por ciento, lo que muestra la inexistencia de problemas de endogeneidad. Sin embargo, este coeficiente es rechazado al nivel del 5 por ciento para el caso de los empleados, pero no al 10 por ciento (ver Tabla A.1 en Anexo). Estos resultados muestran que las empresas tienen mayor poder para establecer los niveles salariales de sus obreros comparativamente a sus empleados, siendo consistente con la estructura de la fuerza laboral boliviana. Los obreros, usualmente con bajos niveles de educación, son abundantes en el país y mayormente trabajan en actividades laborales precarias. En contraste, los empleados cuentan con mayores niveles de educación y se encuentran cubiertos por la normativa laboral en mayor proporción siendo más escasos (ver, por ejemplo, Muriel y Jemio, 2010, y Muriel y Ferrufino, 2011).

Dados los resultados anteriores, los costos laborales proporcionales de los empleados son estimados sin y con variables instrumentales a fin de evaluar la significancia de posibles problemas de endogeneidad. Los instrumentos utilizados fueron los tamaños de las empresas: dos dicotómicas para micro y grandes empresas. De acuerdo con el test de Wald, los coeficientes estimados para los salarios en las dos metodologías (utilizando y no utilizando variables instrumentales) no fueron estadísticamente diferentes, por lo que se mantuvo la hipótesis derivada del modelo sobre no endogeneidad (ver Tabla A.2 en Anexo).

La Tabla 9 muestra los resultados de las estimaciones finales para las variables laborales (ver Tabla A.2 en Anexo para la estimación de las ecuaciones relativas al capital y consumo intermedio).

El coeficiente del *Índice de Rigidez en el Empleo* es estadísticamente significativo, y robusto a especificaciones alternativas, para los obreros. Esto muestra un impacto negativo de la

protección laboral sobre la demanda por empleo, el cual debería ser más importante desde 2006, cuando la política de seguridad laboral se modificó hacia una mayor protección.

**Tabla 9: Ecuaciones de Costos Laborales y Salarios, 1988-2001, 2004, 2006-2007**

Variables	$s_U$	$\ln w_U$	$s_S$	$\ln w_S$
$\ln w_U$	0.0440 (0.0021)***		-0.0067 (0.0005)***	
$\ln w_S$	-0.0021 (0.0004)***		0.0414 (0.0017)***	
$\ln q$	-0.0036 (0.0008)***	0.0892 (0.0058)***	-0.1034 (0.0080)***	0.0826 (0.0064)***
$\ln w_K$	-0.1426 (0.0121)***		-0.0192 (0.0051)***	
$\ln w_M$	-0.0217 (0.0062)***		-0.0155 (0.0008)***	
$\ln y$	-0.0241 (0.0011)***		-0.2551 (0.0143)***	
<i>Rigidez en el empleo</i>	-0.0097 (0.0043)**			
<i>Constante</i>	0.0750 (0.0203)***	0.0079 (0.0213)	0.0527 (0.0159)***	0.0871 (0.0126)***
Observaciones	13635	13635	13635	13635
$R^2$ todo el modelo	0.3405	0.9311	0.3643	0.9547

Notes: i) la metodología utilizada es efectos aleatorios con errores estándar robustos y agrupados por empresa (3142); ii) en paréntesis se encuentran los errores estándar, \*\*\* demarca el nivel de significancia al 1%, y \*\* al 5%; iii) dicotómicas significativas por año han sido incluidas: 1989-1991 y 1994 la regresión de  $s_U$ , 1996, 1998-2001 y 2007 para  $\ln w_U$ , 1989-1990, 1993, y 2004 para  $s_S$ , y 1997-2001 para  $\ln w_S$ ; iv) en las dos primeras regresiones (últimas dos regresiones) una dicótoma fue incluida cuando el empleo permanente es positivo pero los obreros (empleados) fueron reportados como cero.

La Tabla 10 presenta las elasticidades empleo-salario calculadas de la ecuación (11) y de los resultados econométricos descritos en la Tabla 9. Las estimaciones muestran que, *ceteris paribus*, el incremento en 1 por ciento en los costos laborales reducen la demanda por obreros en 0.49 por ciento y por empleados en 0.43. En este sentido, el impacto de los costos de la regulación laboral se hace extremadamente significativo si se toma en cuenta que, en promedio, éstos representan un aumento del salario básico en 50.76 por ciento para los obreros y 50.94 por ciento para los empleados.<sup>24</sup> Esto quiere decir que las empresas que solamente pagan salarios básicos en el sector de manufacturas deberían aumentar sus costos laborales en aproximadamente 51 por ciento si deciden sujetarse a la normativa

<sup>24</sup> El costo promedio derivado de la regulación laboral considera solamente las firmas con trabajadores para cada categoría.

laboral. Sin embargo, las empresas nacientes pueden transferir parte de estos costos a los trabajadores. Ciertamente, los altos costos derivados de la regulación laboral son una razón que explica por qué un gran número de empresas micro e informales deciden mantenerse en esa escala dados los costos formales asociados a su crecimiento.

**Tabla 10: Elasticidades e Impacto de la Regulación Laboral, 1988-2001, 2004, 2006-2007**

	Elasticidad Empleo-salario	Pérdidas de Empleos debido a la Regulación Laboral	
		Política sobre el Salario Básico <sup>(2)</sup>	Nueva Ley de Pensiones <sup>(3)</sup>
<b>Obreros</b>			
Promedio <sup>(1)</sup>	-0.4988	-5.65%	-1.21%
Mínimo <sup>(1)</sup>	-0.5351	-6.06%	-1.30%
Máximo <sup>(1)</sup>	-0.4626	-5.23%	-1.12%
$\theta_U$	50.76%	50.76%	54.15%
Incremento (%) en $\bar{w}_U$		≈11.32%	0.00%
<b>Empleados</b>			
Promedio <sup>(1)</sup>	-0.4278	-4.82%	-1.03%
Mínimo <sup>(1)</sup>	-0.4680	-5.27%	-1.13%
Máximo <sup>(1)</sup>	-0.3877	-4.37%	-0.93%
$\theta_S$	50.94%	50.94%	54.15%
Incremento (%) en $\bar{w}_S$		≈11.27%	0.00%

Notas: <sup>(1)</sup> las elasticidades son calculadas utilizando la expresión  $\eta_{ii} = \frac{\hat{\gamma}_{ii}}{s_i} + s_i - 1, i = U, S$ , el promedio corresponde al coeficiente estimado  $\hat{\gamma}_{ii}$ , el máximo y mínimo representa, respectivamente, los límites inferiores y superiores del intervalo de confianza (al 95 por ciento) de los valores de  $\hat{\gamma}_{ii}$ ; <sup>(2)</sup> las elasticidades son estimadas considerando que  $\frac{\partial x_i}{\partial \bar{w}_i} \bar{w}_i = \eta_{ii}$ ; y <sup>(3)</sup> corresponde a  $\frac{\partial x_i}{\partial \theta_{ic}} \frac{\theta_{ic}}{x_i} = \frac{\theta_{ic}}{1 + \theta_i} \eta_{ii}$ .

Además, la Tabla 10 presenta dos micro-simulaciones para evaluar los cambios en la normativa durante los últimos años, las cuales fueron previamente descritas: el incremento mandatorio del salario básico y el aumento del costo social de la nueva ley de pensiones.

La primera política económica fue implementada con el objetivo de mantener los salarios reales en relación al Índice de Precios del Consumidor (IPC), el cual aumentó principalmente por los precios de los alimentos. En 2006-2009 el salario básico tuvo un crecimiento mandatorio del 29.36 por ciento. Sin embargo, la mayor parte de los precios de las manufacturas aumentaron en menor magnitud, alcanzando, en promedio para los 16 sub sectores,<sup>25</sup> un incremento del 18.08 por ciento. Esta información permite estimar las

<sup>25</sup> El crecimiento de los precios de producción de la empresa es igual al de los precios implícitos del valor bruto de la producción de su subsector correspondiente, según la clasificación de la matriz de insumo-producto.



diferencias entre los precios a nivel empresa que alcanzaron el 11 por ciento como se aprecia en la Tabla 10.

Una forma de evaluar esta política es considerando el impacto de esta diferencia en precios (*ceteris paribus*), lo cual correspondería al incremento del costo laboral en 2006-2009. Ciertamente el incremento salarial mandatorio es deseable para mantener los estándares de vida de los trabajadores sujetos a la norma; sin embargo, la simulación muestra que esta medida lleva costos en términos de pérdidas de empleos, 5.7 por ciento para los obreros y 4.8 por ciento para los empleados.

La segunda política fue concebida para captar más recursos para el sistema de pensiones, buscando favorecer a los contribuyentes que, por diversas razones, no alcanzan un mínimo para el retiro de pensiones. Un problema importante de esta regla es que aumenta la tasa de regulación laboral ( $\theta_i$ ) en 3.4 por ciento por año, representando en la práctica un impuesto sobre el empleo pagado por las empresas. Por lo tanto, la política no es solamente distorsiva (es decir, genera problemas de eficiencia) sino que también afecta directamente y negativamente sobre la demanda laboral de las empresas sujetas a la norma.

La segunda política es evaluada a través de su impacto directo sobre la demanda (*ceteris paribus*), lo que quiere decir a través de la variación de  $\theta_i$  en la ecuación (11) para obtener la

elasticidad correspondiente:  $\frac{\partial x_i}{\partial \theta_i} \frac{\theta_i}{x_i} = \frac{\theta_i}{1 + \theta_i} \eta_{ii}$ . Los resultados muestran que esta medida

reduce la demanda por empleo en 1.2 por ciento para los obreros y 1.0 por ciento para los empleados.

Finalmente, cabe notar que la magnitud de los efectos negativos sobre las políticas laborales en términos de pérdidas de empleos son significativas si se compara con el crecimiento neto del empleo, descritos en la Tabla 5, que alcanzan, en promedio, 3.96 por ciento por año.

## **VII. Conclusiones y Recomendaciones de Política**

Los gobiernos bolivianos se esforzaron por proteger a los trabajadores, creando reglas con estándares que han sido clasificados entre los más altos del mundo; sin embargo, con una cobertura muy baja en la práctica. Además, de acuerdo al estudio, los empleos sujetos a las normas laborales han sido restringidos por éstas. Este efecto se analiza a través de los flujos de trabajo y estimaciones de la demanda laboral, utilizando datos para las empresas manufactureras registradas durante 1988 y 2007.

Los indicadores de flujos muestran que el empleo neto aumentó a un ritmo del 4.7 por ciento anual, en promedio, en el período 1989-1994, y al 10.1 por ciento en 2006-2007. En 1996-1999 y 2000-2001, la tasa fue inferior al 2 por ciento. El crecimiento del empleo fue negativo en el período 1998-1999, lo que puede atribuirse a la recesión económica. En contraste, en 2006-2007 se observa una tasa positiva y alta pudiendo atribuirse a la expansión económica. Por otro lado, la tasa de reasignación del empleo (la creación más la destrucción de fuentes laborales) tuvo un promedio de 14.6 por ciento anual, lo que sugiere que el sector manufacturero formal boliviano se caracteriza por una relativa baja magnitud de flujos de empleo. Además, los datos confirman que la creación de empleos es pro-cíclica, mientras que la destrucción es anti-cíclica.

Algunos resultados interesantes fueron obtenidos al comparar los indicadores de flujos de empleo y las variables proxy de regulación laboral. La tasa de trabajadores temporales (que cuanto más alta equivale a menos costos laborales asociados a la regulación) presenta una relación positiva con la tasa de reasignación laboral, mostrando que las empresas con una proporción más alta de trabajadores temporales también tienen un mayor grado de libertad para contratar y despedir trabajadores permanentes. Además, la contribución de las empresas con elevadas tasas de trabajadores temporales a la tasa de reasignación del empleo ha ido aumentando en el tiempo, en parte debido a la crisis de 1999, con estas empresas recuperándose rápidamente el siguiente año, mientras que otras continuaron contribuyendo negativamente al crecimiento neto del empleo en los siguientes años. En particular, las empresas con altas proporciones de trabajadores temporales fueron las únicas que contribuyeron a la creación neta de empleos durante el periodo de recesión 1998-1999. Por último, estas empresas también experimentaron tasas más altas de crecimiento neto del empleo.

En el segundo enfoque, las funciones de demanda laboral fueron construidas utilizando la estructura translogarítmica, incluyendo los costos derivados de la regulación laboral como un impuesto (o impuestos) proporcionales al salario básico, y asumiendo imperfecciones en el mercado de trabajo. Las elasticidades empleo-salario estimadas muestran que el aumento del 1 por ciento en los costos laborales unitarios reducen la demanda por obreros en 0.49 por ciento y por empleados en 0.43 por ciento. El impacto de los costos de la regulación laboral se vuelve extremadamente significativo si se considera que, en promedio, aumenta el salario básico en cerca de 51 por ciento. Esto implica, por ejemplo, que las empresas que solamente pagan el salario básico en el sector de manufacturas incrementarían sus costos

laborales en 51 por ciento si deciden sujetarse a las normas. Ciertamente estos altos costos son una razón que explica porque un gran número de empresas en Bolivia decide ser informal (en términos de cumplimiento de la norma).

Además, a través de la inclusión de un indicador que estima la rigidez en el empleo se encontró que la protección laboral tuvo un impacto negativo sobre la demanda por obreros. Este efecto sería más importante desde 2006 ya que las reglas de protección laboral fueron más altas.

Por último, dos micro-simulaciones fueron realizadas para evaluar los cambios en la norma en los años recientes: el aumento mandatorio del salario básico en 2006-2009, y el incremento de los costos laborales derivados del nuevo sistema de pensiones aplicado desde 2010. En el primer caso, el ejercicio muestra que el salario aumentó generando costos en términos de pérdidas de empleo de 5.7 por ciento para los obreros y 4.8 por ciento para los empleados; y en el segundo caso, la demanda por empleo decrece en 1.2 por ciento para obreros, y 1.0 por ciento para empleados.

Los altos estándares de la regulación laboral asociados a su baja cobertura, y efectos negativos sobre el empleo permanente asalariado, muestra la necesidad de pensar en medidas alternativas. Ciertamente, los beneficios y costos en términos de bienestar social deben ser evaluados cuidadosamente; sin embargo, es posible recomendar las siguientes políticas: algún grado de flexibilidad sobre el empleo permanente (sujeto a la regulación laboral) y medidas salariales más acordes con la productividad laboral.

Tres alternativas se proponen a fin de promover algún grado de flexibilidad, empero con estabilidad. La primera alternativa es el banco de horas, el cual ha sido aplicado en Brasil desde 1988 (ver, por ejemplo, Ministerio de Relaciones Exteriores del Brasil, 2004). Esta política consiste en ajustar la jornada laboral a las necesidades de producción/ventas de las empresas, reduciendo las horas de trabajo en los días de baja actividad y acumulando créditos en horas en los periodos de alta producción/ventas. El salario básico mensual no cambia en el tiempo, y todas las condiciones en términos de créditos y deudas en horas laborales deben ser negociadas entre empleadores y trabajadores. Además, las horas laborales pueden corresponder a tiempo completo o tiempo parcial. Esta política reduce, en parte, la necesidad de contratar trabajadores temporales en periodos de alta producción/ventas.

La segunda alternativa consiste en regular apropiadamente el cumplimiento de los contratos laborales. Actualmente, la norma cuenta con varios vacíos en este tema y es excesivamente burocrática en la resolución de conflictos, perjudicando tanto a empleadores como a trabajadores.<sup>26</sup> No cabe duda que uno de los principales motivos de despido es el bajo rendimiento o negligencia del trabajador en el puesto laboral, lo que debería estar claramente establecido en los contratos. En este sentido, una regulación completa pero simple y clara, y rápida de ejecutar, reduciría el riesgo de contratar y mantener de manera permanente este tipo de trabajadores con los consiguientes efectos positivos sobre la demanda laboral.

Por último, el gobierno debería generar políticas específicas para promover el empleo permanente en períodos de recesión económica, lo que podría implicar, entre otras medidas, la reducción de horas trabajadas y el despido de trabajadores con un seguro básico de desempleo.

En el caso de *una política salarial más acorde con la productividad laboral* se propone lo siguiente. Primero, la concepción detrás de la regulación laboral Boliviana debería ser cambiada; la que establece que "dado que los empleadores buscan explotar a los trabajadores, éstos deben ser protegidos". Por ejemplo, las nuevas corrientes de pensamiento creen que cuando los trabajadores se sienten felices en su fuente laboral (y ciertamente no explotados) son más productivos. Además, los trabajadores más productivos que "se sienten explotados" tendrán una mayor probabilidad de dejar el trabajo que aquellos menos productivos, porque es muy probable que encuentren un trabajo mejor. En este sentido, el gobierno boliviano debería promover la valoración de los trabajadores, dado que son activos fundamentales del desempeño de las empresas, cambiando la visión de muchas normas laborales.

Segundo, bajo la perspectiva de que los trabajadores son los activos clave de las empresas, los bonos deberían enfocarse más en la producción y la productividad. En este sentido, podrían mantenerse el aguinaldo, los bonos de antigüedad y áreas fronterizas, y juntar los bonos de beneficios, producción no-compulsoria, quinquenio y domingos en un bono que refleje adecuadamente la productividad y el desempeño.

---

<sup>26</sup> Por ejemplo, las instituciones pueden decidir no pagar un nivel salarial dado y no tener ninguna penalidad. Adicionalmente, los trabajadores pueden no cumplir con los contratos laborales también sin ninguna penalidad. Estas situaciones son altamente probables en Bolivia porque cualquier resolución de conflictos envuelve procesos altamente burocráticos y un sistema judicial muy costoso y con fuertes debilidades institucionales.

Por último, es recomendable evitar, tanto como sea posible, los incrementos mandatorios en los costos laborales. La teoría tributaria muestra que esta clase de impuestos tiene efectos perversos sobre la demanda laboral, lo cual ha sido probado empíricamente en este documento. En particular, los nuevos costos sociales derivados del nuevo sistema de pensiones debería ser financiado con otros tipos de impuestos.

## Bibliografía

- Akerlof, A. G., y J. L. Yellen (1986), *Efficiency Salary Models of the Labor Market*, Nueva York: Cambridge University Press.
- Autor, D., W. Kerr, y A. Kugler (2007), “Do Employment Protection Reduce Productivity? Evidence from U.S. States,” NBER Working Paper no. 12860, Cambridge, MA.
- Baltagi, B. H., y S. Heun Song (2006), “Unbalanced Panel Data: A survey,” *Statistical Papers* 47: 493-523.
- Banco Mundial (2009), *Doing Business 2010: Reforming Through Difficulties*, Banco Internacional para la Reconstrucción y el Desarrollo, Washington DC: Banco Mundial.
- Barja, G. (2000), “Las Reformas Estructurales Bolivianas y su Impacto sobre las Inversiones,” en *Quince Años de Reformas Estructurales en Bolivia: Sus Impactos sobre Inversión, Crecimiento y Equidad*, L. C. Jemio y E. Antelo (eds), CEPAL-IISEC, La Paz, Bolivia.
- Behard, A. (2004), “Estimates of labour Demand Elasticities and Elasticities of Substitution Using Firm Level Manufacturing Data,” Centre for Social Science Research Working Paper No. 98, Rondebosch, Sud África.
- Berndt, E. R. y L. R. Christensen (1973), “The Translog Function and the Substitution of Equipment, Structures, and Labor in U.S. Manufacturing 1929–68,” *Journal of Econometrics* 1: 81–114.
- Bierens, H. J. (2007), “Multicollinearity,” manuscrito no publicado, Pennsylvania State University, Pennsylvania.
- Binswanger, H. P. (1974), “The Measurement of Technical Change Biases with Many Factors of Production,” *American Economic Review* 64(6): 963-976.

- Biorn, E. (2004), “Regression Systems for Unbalanced Panel Data: A Stepwise Maximum Likelihood Procedure,” *Journal of Econometrics* 122: 281 – 291.
- Blackorby, C., y R. R. Russell (1989), “Will the Real Elasticity of Substitution Please Stand Up?: A comparison of the Allen/Uzawa and Morishima Elasticities”, *The American Economic Review* 79 (4): 882–888.
- Blomberg, J. (2007), *Essays on the Economics of the Aluminium Industry*, Departamento de Administración de Negocios y Ciencias Sociales, Universidad de Tecnología Luleå, Suecia.
- Bolivia: Ministerio de Desarrollo Económico, INE, BCB, CEP, CEPROBOL, UDAPE, UNCTAD, DFI (2005), *Flujos de Capital Extranjero Privado y Percepción del Clima de Inversión*, La Paz, Bolivia.
- Bölük, G., y A. Ali Koç (2010), “Electricity Demand of Manufacturing Sector in Turkey: A Translog Cost Approach”, *Energy Economics* 32: 609–615.
- Botero C. J., S. Djankov, R. La Porta, F. Lopez-de-Silanes, y A. Shleifer (2004), “The Regulation of Labor,” manuscrito no publicado, Yale University, New Haven.
- CEDLA (2006) “Diagnóstico Nacional sobre la Situación Económica Laboral de Adolescentes y Jóvenes,” GTZ-CEDLA, La Paz - Bolivia.
- Calvo, S. (2006), “Applying the Growth Diagnostics Approach: The Case of Bolivia,” Banco Mundial, La Paz, Bolivia.
- Cameron, A. C., y P. K., Trivedi (2009), *Microeconometrics Using Stata*, Stata Press, College Station, Texas.
- Chávez, A. G. y B. Muriel H. (2004), “Los Efectos Económicos de la Erradicación Forzosa de la Hoja de Coca”, manuscrito no publicado, La Paz, Bolivia.
- Davis, S. J., J. C. Haltiwanger, y S. Schuh (1996), *Job Creation and Destruction*, Cambridge, MA: MIT Press.
- Evia, T. (2010), *Eficiencia Técnica del Sector Manufacturero en Bolivia: Una Aproximación de Frontera de Producción Estocástica*, Tesis de Graduación en Economía, Universidad Católica Boliviana “San Pablo”, La Paz, Bolivia.

- Fajnzylber, P., G. Perry, W. Maloney, O. Arias, A. Mason, y J. Saavedra-Chanduvi (2007), *Informality: Exit and Exclusion, Building Effective and Legitimate Institutions*, Washington, DC: Banco Mundial.
- GEM – Global Entrepreneurship Monitor (2008), *Reporte Nacional Bolivia 2008*, Maestrías para el Desarrollo, Universidad Católica Boliviana “San Pablo”, La Paz, Bolivia.
- Greene, W. H. (2008), *Econometric Analysis*, Nueva Jersey: Upper Saddle River.
- Gruber, J. (1997), “The Incidence of Payroll Taxation: Evidence from Chile”, *Journal of Labor Economics* 15 (S3): S72-S101.
- Haltiwanger, J. C., y S. Schuh (1999), “Gross Job Flows Between Plants and Industries”, *New England Economic Review* (marzo/abril): 41-64.
- Haltiwanger, J. C. y M. Vodopivec (2002), “Worker Flows, Job Flows and Firm Salary Policies: An Analysis of Slovenia”, Discussion Paper No. 569 (septiembre), Instituto de Estudios en Empleo (IZA), Bonn, Alemania.
- Haltiwanger, J. C., S. Scarpetta y H. Schweiger (2006), “Assessing Job Flows across Countries: The Role of Industry, Firm Size, and Regulations”, Discussion Paper No. 4070 (noviembre), Instituto de Estudios en Empleo (IZA), Bonn, Alemania.
- Hamermesh, D. (1986), “The Demand for Labor in the Long Run,” en *Handbook of Labor Economics* (Volume 1), Ashenfelter y R. Layard, ed., North-Holland: Elsevier.
- Hamermesh, D. S. (1993), *Labor Demand*, Princeton, N.J., Princeton University Press.
- Heckman, J., y C. Pagés (2004), “Law and Employment: Lessons from Latin America y the Caribbean: An introduction,” in *Law y Employment: Lessons from Latin America y the Caribbean*, Heckman, J. y C. Pagés ed., Chicago: The University of Chicago Press.
- Hsieh, C. T., y P. Klenow (2009), “Misallocation and Manufacturing TFP in China and India,” *Quarterly Journal of Economics* CXXIV, (4): 1403-1448.
- Jemio, L. C. (2000), “Crunch de Crédito en el Sistema Financiero Boliviano,” manuscrito no publicado, Corporación Andina de Fomento (CAF), La Paz, Bolivia.
- Kaplan D. S. (2009), “The Effects of Rigid Labor Regulations in Latin America,” Enterprise Surveys, Enterprise Note Series, Banco Mundial.

- Kaufmann, D., Kraay, A., y M. Mastruzzi (2010), "The Worldwide Governance Indicators: Methodology and Analytical Issues", Draft Policy Research Working Paper.
- Kesselman, R. J., D. H. Williamson, y E. R. Berndt (1977), "Tax Credits for Employment Rather than Investment," *The American Economic Review* 67(3): 339-349.
- Krugman P. R., y M. Obstfeld (2001), *Economía Internacional: Teoría y Política*, Quinta Edición, Madrid: Pearson Educación S.A.
- Landa, F., y W. Jiménez (2004), "Empleo y Productividad de la Pequeña y Mediana Empresa de la Manufactura en Bolivia 1995-1999", Evaluación de la Pobreza en Bolivia, Banco Mundial.
- Layard, R., N. Stephen, y R. Jackman (1991), *Unemployment, Macroeconomic Performance and the Labor Market*, Oxford: Oxford University Press.
- Lazear, E. (2000), "Performance Pay and Productivity," *The American Economic Review* 90 (5): 1346-1361.
- Machicado C. G. y J. Z. Birbuet (2009), "Misallocation and Manufacturing TFP in the Market Liberalization Period of Bolivia", Development Research Working Paper 06/2009, Instituto de Estudios Avanzados en Desarrollo (INESAD), La Paz, Bolivia.
- Mercado, A., J. Leitón, y M. Chacón (2005). "El Crecimiento Económico en Bolivia 1952-2003," Documento de Trabajo no. 01, Instituto de Investigaciones Socioeconómicas (IISEC), Universidad Católica Boliviana "San Pablo", La Paz, Bolivia.
- Micco, A. y C. Pagés (2004), "Employment Protection and Gross Job Flows: A Difference-in-Difference Approach," manuscrito no publicado.
- Ministerio de Relaciones Internacionales del Brasil (2004), "Inversión en Brasil Paso a Paso", División de Promoción Comercial, Brasil.
- Morales, R. (2008), "El Sector Informal en Bolivia, Reflexiones Teóricas y Realidad Estadística," Superintendencia de Empresas, La Paz, Bolivia.
- Muriel, H. B. (2004), *Três ensaios sobre as predições de Heckscher-Ohlin: Questões teóricas e testes empíricos*, Tesis de Doctorado en Economía, Catholic University of Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, Brazil.



- Muriel, H. B. (2005), "Female labor market conditions in urban Bolivia", Working Paper no. 003, Master for Development, Universidad Católica Boliviana "San Pablo", La Paz, Bolivia.
- Muriel, H. B. (2011), "Rethinking Earnings Determinants in the Urban Areas of Bolivia", Development Research Working Paper no. 05, Instituto de Estudios Avanzados en Desarrollo (INESAD), La Paz, Bolivia.
- Muriel, H. B., y R. Ferrufino G. (2011), "Regulación Laboral y Mercado de Trabajo: Principales Desafíos para Bolivia", manuscrito no publicado, Fundación Milenio, Embajada de Dinamarca, La Paz, Bolivia.
- Muriel, H. B., y L. C. Jemio (2011), "Mercado Laboral y Reformas en Bolivia," en *Desafíos Laborales en América Latina Después de Dos Décadas de Reformas Estructurales*, Rodríguez J., y A. Berry ed., Lima: Instituto de Estudios Peruanos.
- Nissin, J. (1984), "The Price Responsiveness of the Demand for Labour by Skill: British Mechanical Engineering: 1963-1978", *The Economic Journal* 94 (376): 812-825.
- Oi, W. Y. (1990), "Employment Relations in Dual Labor Markets," *Journal of Labor Economics* 8(1): S124-S149.
- Peichl, A., y S. Sieglöcher (2010), "Incorporating Labor Demand Effects into the Microsimulation of Tax and Benefits Reforms", manuscrito no publicado, Instituto de Estudios en Empleo (IZA), Bonn, Alemania.
- Rajan, R., y L. Zingales (1998), "Financial Dependence and Growth," *American Economic Review* 88(3): 559-586.
- Schneider, F. (2002), "Size and Measurement of the Informal Economy in 110 Countries around the World," documento preparado para el Taller del Centro de Impuestos Nacionales Australiano, ANU.
- Solow, R. (1979), "Another Possible Source of Salary Stickiness," *Journal of Macroeconomics* 1: 79-82.
- Stiglitz, J. (1976), "The Efficiency Salary Hypothesis, Surplus Labour, and the Distribution of Income in L.D.C.s," *Oxford Economic Papers* 28: 185-207.
- Vargas, M. (2011), "Ser o no Ser Informal: Una Simulación Estructural para Bolivia," manuscrito no publicado, Fundación ARU, La Paz, Bolivia.

von Gersdorff, H. (1997), "The Bolivian Pension Reform: Innovative Solutions to Common Problems", manuscrito no publicado, Departamento de Desarrollo del Sector Financiero, Banco Mundial.

Wooldridge, J. M. (2002), *Econometric Analysis of Cross Section y Panel Data*, Cambridge: MA MIT Press.

Yellen, J. L. (1984), "Efficiency Salary Models of Unemployment," *The American Economic Review* 74(2):200-205.

## Anexo

**Tabla A.1: Ecuaciones de Demanda Laboral con los Residuos de los Salarios como Regresores, 1988-2001, 2004, 2006-2007**

Variables	$S_U$	$S_U$	$S_S$	$S_S$
$\hat{g}_{Ut}$ (coeficiente para los residuos de $\ln w_U$ )	-0.0075 (0.0055)	-0.0061 (0.0050)		
$\hat{g}_{st}$ (coeficiente para los residuos de $\ln w_s$ )			-0.0075 (0.0042)*	-0.0077 (0.0040)*
Controles para los costos proporcionales y las regresiones de salarios	Todas las variables exógenas	Solamente las dicotómicas significativas	Todas las variables exógenas	Solamente las dicotómicas significativas
Observaciones	13,635	13,635	13,635	13,635

Notas: i) la metodología utilizada es efectos aleatorios con errores estándar robustos y agrupados por empresa (3142); ii) en paréntesis se encuentran los errores estándar; iii) \* demarca el nivel de significancia al 10%.

**Tabla A.2: Ecuaciones Remanentes, 1988-2001, 2004, 2006-07**

Variables	$S_S$ (VI)	$S_K$	$S_M$
$\ln w_U$	-0.006 (0.0005)***	0.0015 (0.0006)**	-0.0132 (0.0009)***
$\ln w_S$	0.0453 (0.0029)***	0.0024 (0.0005)***	-0.0130 (0.0006)***
$\ln q$	-0.003 (0.0007)***	0.0029 (0.0015)*	
$\ln w_K$	-0.118 (0.0085)***	0.3506 (0.0161)***	-0.1458 (0.0160)***
$\ln w_M$	-0.026 (0.0054)***	-0.0470 (0.0089)***	0.0707 (0.0115)***
$\ln y$	-0.015 (0.0163)***	-0.0242 (0.0017)***	0.0564 (0.0020)***
Constante	-0.006 (0.0005)	1.3099 (0.0372)***	-0.4634 (0.0462)***
Observaciones	13635	13635	13635
$R^2$ del modelo	0.3238	0.0655	0.1325

Notas: i) la metodología utilizada es efectos aleatorios con errores estándar robustos y agrupados por empresa (3142); ii) en paréntesis se encuentran los errores estándar, \*\*\* demarca el nivel de significancia al 1%, \*\* al 5%, y \* al 10%; iii) las variables dicotómicas significativas anuales incluidas en la regresión fueron 1996, 1998-2001 y 2007 para  $S_S$ , 1990, 1992-1995 y 1997 para  $S_K$ , y 1991-1995, 1997, 1999 y 2001 para  $S_M$ ; iv) en la primera regresión se utilizan variables instrumentales in (dicotómicas para micro y grandes empresas) para  $\ln w_S$ ; y v) en la primera regresión una dicotómica ha sido incluida cuando el empleo permanente es positivo pero la categoría de empleados reportada es cero.